

Tesis de Posgrado

Algunas propiedades específicas del régimen pluvial en Buenos Aires

Penalba, Olga C.

1995

Tesis presentada para obtener el grado de Doctor en Ciencias de la Atmósfera de la Universidad de Buenos Aires

Este documento forma parte de la colección de tesis doctorales y de maestría de la Biblioteca Central Dr. Luis Federico Leloir, disponible en digital.bl.fcen.uba.ar. Su utilización debe ser acompañada por la cita bibliográfica con reconocimiento de la fuente.

This document is part of the doctoral theses collection of the Central Library Dr. Luis Federico Leloir, available in digital.bl.fcen.uba.ar. It should be used accompanied by the corresponding citation acknowledging the source.

Cita tipo APA:

Penalba, Olga C.. (1995). Algunas propiedades específicas del régimen pluvial en Buenos Aires. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires.
http://digital.bl.fcen.uba.ar/Download/Tesis/Tesis_2748_Penalba.pdf

Cita tipo Chicago:

Penalba, Olga C.. "Algunas propiedades específicas del régimen pluvial en Buenos Aires". Tesis de Doctor. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires. 1995.
http://digital.bl.fcen.uba.ar/Download/Tesis/Tesis_2748_Penalba.pdf

EXACTAS UBA

Facultad de Ciencias Exactas y Naturales



UBA

Universidad de Buenos Aires

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS EXACTAS Y NATURALES
DEPARTAMENTO DE CS DE LA ATMÓSFERA

**ALGUNAS PROPIEDADES ESPECÍFICAS DEL REGIMEN PLUVIAL EN
BUENOS AIRES**

Licenciada en Cs. Meteorológicas Olga C. Penalba

Trabajo de Tesis presentado para optar al título de
Doctor en Ciencias de la Atmósfera
1995

Director de Tesis: Dr. Walter M. Vargas

2748

52

A: Adrián

*quien estuvo siempre a mi lado,
alentándome y apoyándome
sin condiciones.*

AGRADECIMIENTOS

Agradezco al Dr. Walter M. Vargas por la confianza que depositó en mi, desde mis primeros años en la investigación.

A la Lic. Matilde Rusticucci por su gran compañerismo y valiosa ayuda, especialmente en los años que realicé este trabajo fuera del país.

A la Dra Rosa H. Compagnucci por sus sugerencias y comentarios en la discusión de resultados.

A las autoridades del Departamento de Ciencias de la Atmósfera por poner a mi disposición todos los medios del Departamento.

A las autoridades del "Institute of Atmospheric Sciences", de la Universidad de Arizona, Estados Unidos, por permitirme utilizar todas las instalaciones del Instituto.

Al Dr. Brian Auvine, del "Institute of Atmospheric Sciences", quien me ayudó a resolver problemas de graficado.

Al Servicio Meteorológico Nacional por proveer la información meteorológica necesaria para la realización de este trabajo.

Al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas.

A mi familia, por su gran apoyo y paciencia.

A mis padres, quienes estarían muy contestos si pudieran ver el fruto de tantos años de trabajo.

INDICE

1. Introducción	1
1.1. Planteo del problema	1
1.2. Revisión Bibliográfica	2
1.3. Objetivos	7
1.4. Aspectos sinópticos de la formación de lluvia	8
2. Información Utilizada	11
3. Ciclo Anual de la precipitación	13
3.1. Introducción	13
3.2. Estimación del ciclo anual y su "filtrado"	14
4. Análisis de la estabilidad de las estimaciones estadísticas	18
4.1. Introducción	18
4.2. Estudio de la estabilidad	18
5. Estudio de la homogeneidad regional	26
5.1. Introducción	26
5.2. Función de distribución	27
5.3. Relación de los totales anuales entre distintas estaciones	29
5.3.1. Representación gráfica	29
5.3.2. Función de correlación	32
5.4. Función de autocorrelación y densidad espectral	35
6. Distribución de la lluvia y su regionalización	41
6.1. Distribución de frecuencias teóricas - Revisión	41
6.2. Objetivos	43
6.3. Planteo del problema	44
6.4. Estimación del modelo	45
6.4.1. Cantidades mensuales	45
6.4.2. Meses del año	54
6.4.3. Estaciones del año	59

6.5. Estimación de un modelo de probabilidad	67
6.5.1. Planteo del problema	67
6.5.2. Aplicación del modelo	68
6.6. Conclusiones parciales	69
7. Estructura temporal de la precipitación	71
7.1. Introducción	71
7.2. Objetivo	73
7.3. Estudio metodológico	73
7.4. Aplicación	76
7.4.1. Estructura climática	76
7.4.1.a. Significado físico de las armónicas	78
7.4.2. Variabilidad anual	79
8. Climatología de las precipitaciones extremas	82
8.1. Introducción	82
8.2. Desarrollo	85
8.3. Estructura temporal de las precipitaciones extremas	103
8.4. Descripción del fenómeno El Niño/Oscilación del Sur	104
8.5. Relación de la precipitación con el fenómeno El Niño	107
9. Conclusiones Finales	114
Apéndice	119
A.1. Análisis armónico	119
A.2. Análisis espectral	121
A.2.a. Descripción matemática del método	122
A.2.b. Propiedades del espectro de poder	123
A.2.c. Limitaciones	123
A.2.d. Test de significancia	124
A.3. Análisis de covarianza - comparación de varias rectas	125
A.4. Test de Bartlett - Test para la igualdad de varias rectas	127
Bibliografía	128

INTRODUCCION

1.1 Planteo del Problema

De los factores o variables meteorológicos y climatológicos en general los de mayores impactos social y económico son la precipitación y la temperatura: por lo menos es un hecho ampliamente reconocido en los ámbitos ingenieriles y económicos.

La provincia de Buenos Aires forma parte de la región centro-oriental argentina, la cuál constituye el centro agrícola más importante del país. Dado la importancia que tiene la información meteorológica en el sistema agropecuario argentino, en esta región las lluvias juegan un papel fundamental, siendo frecuentemente el factor limitante que condiciona el éxito o fracaso de las actividades productivas. Es por ello, que el conocimiento del régimen pluviométrico de un país constituye uno de los factores más importantes de la climatología general. Su estudio exhaustivo se halla subordinado principalmente a la existencia de series largas de observación correspondientes a una red de estaciones bien distribuídas que cubran todo el territorio nacional.

La precipitación tiene dificultades en su tratamiento que le son propias, debido a que no es una variable continua regionalmente en algunas escalas de tiempo. Además, su medición le hace contener errores muy específicos de acuerdo a la calidad de la estación que, a su vez, podría depender o variar de país a país. En tal sentido, Hoffmann (1970 a) analizó las características físicas y estadísticas de los campos y series de precipitación en la República Argentina. En otro trabajo del mismo año (Hoffmann, 1970 b), el autor estudió la homogeneidad de las series de precipitación en la República Argentina, concluyendo que los datos pluviométricos

están afectados por distintos errores y es necesario un estudio de su homogeneidad antes de su utilización en investigaciones científicas.

1.2 Revisión Bibliográfica

Inicialmente, como antecedente metodológico más conspicuo de estratificación de los datos, se debe mencionar entre otros a Buishand (1977), quien realizó un amplio ensayo metodológico y empírico con datos de lluvias de países europeos. Klugman (1984) estudió un método para determinar cambios climáticos en la precipitación por medio de un análisis de varianza a través de una cadena de Markov. Camuffo (1984) analizó la variación estacional, tendencias y periodicidades para intervalos recurrentes de frecuencias de precipitación y la intensidad de los datos mensuales de la ciudad de Padova, Italia. Elrendorfer (1986), con mayor información, realizó un estudio de los datos de precipitación de verano e invierno de Austria para el período 1951–1980 a través del análisis de componentes principales en el modo-S con el objeto de iniciar el estudio de prototipos.

Con respecto al estudio de las lluvias en diversas regiones de nuestro país, incluida la región de interés aquí, se puede citar a Marchetti (1951), quien analizó la fluctuación de la lluvia en función de la relación de los valores extremos de precipitación anual, encontrando que el año más lluvioso acusaba un total menor de 3 veces el año más seco, en la provincia de Buenos Aires. Marchetti (1952, a) estudió las lluvias de corta duración y gran intensidad en la ciudad de Buenos Aires con un record de 30 años, encontrando las curvas de frecuencias y sus respectivas ecuaciones para la intensidad y cantidad de lluvia en función del tiempo. El mismo autor (Marchetti, 1952 b) analizó el régimen pluviométrico de la República Argentina a través de la distribución anual y mensual, régimen de frecuencia, su variabilidad y los períodos de precipitación y sequías, encontrando que el número de días y la cantidad de precipitación guardan una relación directa; o sea, que el promedio de días de lluvias aumenta con el promedio de la precipitación anual. Machado y Marchetti (1955) estudiaron el régimen de días de lluvia en diversas estaciones características de la República Argentina a través de distintos esquemas estadísticos, encontraron

que para la ciudad de Buenos Aires (estación Villa Ortúzar) existe una variación muy grande año a año de la probabilidad del día de lluvia. Barros y Matio (1977) analizaron las variaciones de la precipitación en la región patagónica argentina encontrando distintas anomalías de acuerdo a la zona de estudio. Wolcken (1954) estudió desde el punto de vista sinóptico los procesos atmosféricos conducentes a la producción de precipitación en las provincias argentinas y relacionó la ocurrencia de lluvia con una clasificación sinóptica especial. Un estudio similar pero para la ciudad de Buenos Aires fue realizado por Schwerdtfeger (1954) con el objeto de ser aplicado a la previsión de lluvia, utilizando como parámetros independientes la clasificación de las situaciones sinópticas diarias y los factores que representan las condiciones en la tropósfera media. Hoffmann (1971) realizó un estudio climático sinóptico del pasaje de frentes, masas de aire y precipitación en el norte argentino, determinando las diferentes causas sinópticas de las precipitaciones diarias. En los últimos años, Ruiz y Vargas (1993) estudiaron la climatología sinóptica de la precipitación diaria en Buenos Aires y de los campos de altura geopotencial y vorticidad geostrófica relativa en el nivel de 500 mb con el propósito de derivar relaciones climatológicas entre la precipitación de la ciudad de Buenos Aires y la circulación de gran escala en altura. En base a este estudio, los mismos autores (Ruiz y Vargas, 1994) realizaron un ensayo de pronóstico objetivo para la probabilidad de precipitación en Buenos Aires a través de técnicas estadísticas. Desde el punto de vista del análisis temporal de la lluvia, Compagnucci et al. (1981) estudiaron la aleatoriedad de las lluvias estivales en la provincia de Mendoza mediante la aplicación de filtros de baja y alta frecuencia, mostrando que las fluctuaciones son principalmente producidas por ondas largas en fase y con una periodicidad de 18 años. Krepper et al. (1989) analizaron la variabilidad espacial y temporal de las series de precipitación mensual por medio de componentes principales, indicando que son dos los autovectores significativos, siendo su variabilidad espacial de carácter intranual (picos en períodos de doce a seis meses). Nuñez (1987) realizó un estudio estadístico de las precipitaciones mensuales (octubre a marzo) en la región semiárida de la pampa argentina, encontrando que la distribución mensual de días con precipitación muestra un valor máximo en diciembre y mínimo en febrero, siendo las mejores

Capítulo 1

funciones de ajuste a los registros mensuales de precipitación la normal raíz cúbica y la Gamina incompleta. Caviades (1981) realizó un estudio de la estructura anual de la precipitación en Sud América, a través del análisis armónico y por medio de mapas de fase y amplitud de la onda anual y semianual observó que este tipo de metodología refleja con bastante exactitud la climatología de las precipitaciones.

La mayoría de las series largas meteorológicas podrían estar afectadas por modificaciones en el entorno de la estación y/o crecimiento de la ciudad cerca de la estación. Por lo tanto, es necesario analizar el efecto antropogénico que podría haber afectado a las series. Esto ha sido estudiado por Vargas y Penalba (1986) quienes compararon distintas propiedades de las series pluviométricas mensual y anual de Observatorio Central Buenos Aires (O.C.B.A.), estación hipotéticamente afectada por la ciudad, con la correspondiente serie de Chascomús, sin efecto antropogénico evidente. Arribaron a la conclusión de que podría haber una débil traza de alteración antropogénica en los promedios, pero no en las varianzas, tendencias ni espectros anuales. Idénticos resultados fueron obtenidos por Schwerdtfeger y Vasino (1954) quienes estudiaron la variación de la precipitación anual y estacional en el centro y este de la República Argentina para el período 1902-1952. Los autores encontraron que en gran parte del este de la Argentina las lluvias anuales muestran un aumento considerable, contribuyendo a este aumento las precipitaciones en el período estival. Las posibles causas de este fenómeno podrían ser una variación en la circulación general sobre las latitudes de Sudamérica y la modificación de la capa vegetativa. Sin embargo, estas causas no explican en su totalidad el aumento de la lluvia. Hoffmann et. al. (1987) analizaron los promedios decádicos de varias estaciones de la República Argentina y, comparando mapas climáticos para diferentes períodos, encontraron desplazamientos de las isohietas varios cientos de Km hacia el oeste, especialmente entre el período (1921-50) y (1971-80). Nuñez (1987) encontró un aumento de la precipitación de alrededor de 100 mm en el período 1971-80 con relación al 1921-50, en la región semiárida pampeana. Krepper et. al. (1989) observaron apreciables cambios en los campos medios a lo largo del siglo, especialmente un mayor aporte pluviométrico en toda la región pampeana a partir del año 1950.

Capítulo 1

Dentro de la misma línea de trabajo, realizadas en otras ciudades del mundo, se puede citar a Chagnon (1968) quien reveló que existe un aumento significativo de la precipitación estival en La Porte. Huff y Chagnon (1970) y Huff et al. (1971) indican en sus investigaciones cambios del régimen en la precipitación en las ciudades de Chicago, St. Louis, Cleveland y Washington pero no en Indianápolis. Al respecto Vogel y Huff (1978) estudiaron la distribución de las lluvias de verano sobre la red METROMEX para determinar las condiciones sinópticas durante las cuales la región urbano-industrial de St. Louis afecta los procesos de precipitación. Una conclusión general solamente puede obtenerse utilizando en todos los casos metodologías similares y bases de datos equivalentes. En Buenos Aires no existe una red densa de estaciones dentro y en el entorno de la ciudad, por lo tanto las comparaciones que se hacen son entre puntos cercanos.

Son numerosos los estudios que se pueden mencionar relacionados con el estudio de la precipitación en el mundo. Dentro de la temática de esta tesis doctoral se puede comenzar citando a Conrad (1941) quien estudió la variabilidad relativa de la precipitación media anual en estaciones distribuidas en el mundo, encontrando tres regiones distintas. Uno de estos grupos presenta exceso de variabilidad y con consistente teleconexión con el fenómeno El Niño. A partir de los años 60 son varios los autores que investigaron el evento EL Niño/Oscilación Sur (ENSO) y las anomalías climáticas asociadas con él. Nicholls (1988) examinó en escala planetaria la relación entre el fenómeno ENSO y la lluvia, encontrando que la variabilidad de la precipitación anual tiende a ser alta en regiones afectadas por dicho fenómeno. Rasmusson y Carpenter (1983) encontraron que en los años El Niño existe una tendencia a tener lluvias por debajo de lo normal en los meses de verano y anomalías positivas en otoño, en India. Nicholls y Kariko (1993) analizaron diferentes parámetros estadísticos de la precipitación en relación con la Oscilación del Sur en el este de Australia. Este fenómeno afecta principalmente a la intensidad de la lluvia y al número de eventos de lluvia. Ropelewski y Halpert (1987) encontraron distintas regiones de precipitación mensual asociadas con el ENSO analizadas a través del análisis armónico. En la República Argentina, muestran que no existe una asociación tan fuerte como en otras partes del mundo. Sin embargo, el fenómeno

Capítulo 1

ENSO muestra una clara tendencia a un aumento de la precipitación en los meses de noviembre a febrero, en el noreste argentino. Dentro de la misma línea de trabajo, pero sin utilizar el fenómeno ENSO como forzante externo, Nicholson (1986) estudió las teleconexiones interhemisféricas en el continente africano mediante la técnica de correlación espacial de Lund, encontrando seis tipos principales de anomalías, las cuales muestran un cierto grado de teleconectividad interhemisférica. Vines (1982) estudió las principales fluctuabilidades de la lluvia anual a través de la técnica de filtrado en América del Sur y su relación con modelos similares en sud Africa. Las posibles teleconexiones entre los dos continentes pueden encontrarse entre las latitudes 25° S y 38° S con una periodicidad de 10 años. Rodhe y Virji (1976) estudiaron la variabilidad de la precipitación en el tiempo, sus periodicidades y su relación con los procesos atmosféricos, sin encontrar signos de tendencia y las ondas significativas eran inferiores a lapsos de 5 años, en el este de Africa. Thompson (1984) estudió la homogeneidad de la lluvia mensual en Nueva Zelandia a través de un modelo de distribución de dos parámetros desarrollado por Revfeim (1982 a). Scott y Shulman (1979), utilizando análisis de Fourier, investigaron la estacionalidad de la precipitación en el noreste de los Estados Unidos y los cambios a través del tiempo asociados con la circulación atmosférica, encontrando que las diferencias más grandes las presenta la tercera armónica, sin encontrar ningún factor principal que produzca este comportamiento. Nishizawa y Tanaka (1983) analizaron la relación entre la circulación troposférica y la variación anual de la lluvia en América del Sur, a través de los campos medios de la altura de 850 mb, 150 mb y sus respectivos campos de vientos.

Tanto componentes principales como funciones ortogonales empíricas y el método de correlación de Lund son herramientas estadísticas usadas en la clasificación y tipificación de variables meteorológicas. Compagnucci y Vargas (1985) realizaron una discusión metodológica de las ventajas y desventajas de cada uno de estos métodos. Uno de los requisitos de esta metodología es que exige que la variable en estudio sea normal e isotrópica, condición que la precipitación no cumple en ciertas escalas temporales. Varios autores mostraron que componentes principales describe más de la varianza total del campo que otros

posibles métodos (Lorenz, 1956 y Davis, 1976). En la República Argentina, para el caso de la precipitación, esta metodología fue aplicada por Krepper, et.al. (1989) en la región sudoccidental pampeana. Los dos primeros autovectores contienen significancia física distinta del ruido y analizando la evolución temporal de los coeficientes observaron que picos de mínima contribución coinciden con períodos de sequías. Pittock (1980) analizó los modelos espaciales de la variación de la precipitación media a través de componentes principales y su relación con la circulación atmosférica en función de índices de circulación, en América del Sur. Encontró que son tres los modelos dominantes que explican la variabilidad año a año y que la precipitación, en especial en la provincia de Buenos Aires, está correlacionada con el índice Lsa (latitud del cinturón de alta presión) en el trimestre enero-marzo y con el índice OS (Oscilación Sur) en los meses de octubre, noviembre y diciembre. En escala diaria, Gregory, et al. (1991) realizaron un estudio de la lluvia en Inglaterra a través del análisis de componentes principales, encontrando nueve regiones coherentes desde el punto de vista de la variabilidad de la lluvia. Englehart y Douglas (1985) a través de un análisis de la frecuencia de la precipitación comparado con los totales anuales, encontraron regiones asociadas a situaciones sinópticas características. Walsh et. al. (1982) utilizaron el análisis factorial para identificar las regiones de la precipitación mensual que posean mayor coherencia espacial en los Estados Unidos.

Mayor detalle de los trabajos referidos al estudio de la precipitación de interés aquí se encuentran en los respectivos capítulos de esta tesis.

1.3 Objetivos

El objetivo de este trabajo es estudiar, analizar e interpretar las precipitaciones mensuales para obtener un diagnóstico sobre las componentes temporales de las series, y sobre su estructura regional. Se realiza un estudio metodológico específico de filtrado y el ajuste de modelos de probabilidad simples que permitan una sencilla y rápida transferencia de los modelos, de una escala temporal a otra, a sistemas de decisión y a otros estudios científicos y/o técnicos.

Capítulo 1

Como se mencionó anteriormente, dado el carácter puntual que tiene la precipitación en ciertas escalas de tiempo, en primera instancia se estudia su homogeneidad para luego analizar si existen modelos espaciales, con el objeto de agruparlos y hacer una climatología de los mismos. Dentro de un marco metodológico y conociendo la influencia del sol en los ciclos hidrológicos, se estudia cuál es la estructura de la onda astronómica en la variable en estudio, cuál es el filtro óptimo y las consecuencias estadísticas y físicas del mismo. Por otro lado, se analizan a partir de que año las estimaciones estadísticas, que de las series se derivan, son estables. Luego, se estudia la precipitación en diferentes escalas de tiempo, analizando sus funciones de distribución con el fin de relacionarlas e inferir si existe alguna relación entre sus parámetros. Finalmente se analiza la estructura estadística de la precipitación para desarrollar el diagnóstico que permitirá la división en muestras según condicionantes externos como podría serlo el fenómeno El Niño, sequías, inundaciones, circulación atmosférica, etc. Este estudio exige una estación que posea una serie larga, sin interrupción y con confiabilidad en sus datos. Por ello, se elige a la serie de O.C.B.A. como de referencia y se realiza un estudio metodológico y de interpretación de resultados. A su vez, se estudia si los modelos que se derivan de ella tienen validez regional.

Por comodidad en la presentación de este trabajo, las explicaciones teóricas de los distintos métodos utilizados se presentan en orden alfabético en el Apéndice.

1.4 Aspectos Sinópticos de la Formación de Lluvia

Para la formación de lluvia son condiciones necesarias, pero no siempre suficientes, la existencia de una adecuada cantidad de agua precipitable en la atmósfera y el enfriamiento del aire húmedo generalmente por ascenso. Analizando los mapas anuales de precipitación y de tensión de vapor en la Argentina, se observa como la cordillera impide muy eficientemente, en la zona de los vientos del oeste, el ingreso del vapor de agua desde el océano Pacífico. Por lo tanto, el agua precipitable sobre el centro y norte de la Argentina proviene del Atlántico y en menor grado de las zonas selváticas del interior del Brasil, Colombia, Bolivia, Paraguay y de

Capítulo 1

la mesopotamia argentina (Wolcken, 1954). El régimen de vientos, que aporta humedad, está formado por los dos anticiclones semipermanentes del Pacífico y del Atlántico. El anticiclón del Pacífico envía masa de aire frío que entra al país desde el sudoeste y que son pobres en vapor de agua, mientras que la del Atlántico aporta las masas de aire cálido y húmedo desde el noreste, como se mencionó anteriormente. En invierno, con el mayor enfriamiento del continente comparado con el del mar, existe una especie de puente de alta presión que conecta los dos anticiclones a través de nuestro país. Ese puente reduce la entrada de los vientos norte y noreste en invierno, con lo cual dificulta la advección de vapor de agua desde el Atlántico. En verano, con el fuerte calentamiento del continente, desaparece dicho puente y en su lugar existe baja presión. Entonces el aire húmedo del noreste puede entrar con facilidad y también con mayor intensidad que en la época fría.

En la región en estudio se producen lluvias por convección, generalmente representadas por chaparrones o tormentas de verano a causa de la insolación, chaparrones por advección de aire frío sobre suelo o mar caliente y chaparrones debido a los procesos turbulento-convectivos (Wolcken, 1954). El más frecuente de los procesos lluviosos lo constituyen los empujes de aire polar o subpolar que entran por la Patagonia y generalmente se desplazan hacia el noreste, llegando en invierno a latitudes mas altas que en verano. El aire de estos empujes contiene muy poca agua precipitable, debido a su baja temperatura y la poca humedad que está en las capas bajas es quitada cuando la masa de aire cruza la Cordillera. Lo decisivo para las lluvias vinculadas con los empujes polares son las condiciones y la estratificación del aire caliente que es levantado. Si esta masa proviene del noreste estará cargada de humedad y cuando el frente alcance al aire húmedo se producirán abundantes precipitaciones.

Prohaska (1952) delimitó los distintos regímenes de la marcha anual de la precipitación encontrando siete regiones distintas de acuerdo al régimen de la circulación atmosférica que las determina. La región de la provincia de Buenos Aires pertenece a una zona de transición con predominante influencia continental, entre el régimen de lluvias tropicales continentales y subtropicales marítimas, donde la influencia de la baja presión del NO argentino comienza a ser reemplazada por la

Capítulo 1

eficacia del anticiclón del Atlántico. El dominio de la influencia continental se debe al hecho que la zona presenta abundantes precipitaciones en los meses primaverales. Este criterio tiene su fundamento en el hecho de que el continente se calienta y se enfría más rápidamente que el mar, por lo cual en la primavera el continente se halla más caliente y los empujes de aire polar inestabilizan más el aire sobre el continente, dando origen a precipitaciones intensas.

INFORMACION UTILIZADA

La calidad de los datos meteorológicos es de gran importancia en toda investigación o aplicación que haga uso de ellos. Es por ello, que es necesario identificar y controlar los datos dudosos y erróneos.

Las series de precipitación usadas en este estudio provienen tanto de estaciones meteorológicas como puestos pluviométricos. Las series meteorológicas en general, pueden estar afectadas por el cambio del instrumental, métodos de depuración, por la exactitud de la medición y en muchos casos también por cambios en el medio ambiente o traslado de la estación. Los errores que comúnmente se cometen en los puestos pluviométricos son: omisión de la observación, omisión de la anotación después de haber transmitido telegráficamente a la central la precipitación diaria medida, anotación errónea de la cantidad diaria y acumulación de las precipitaciones de varios días (Hoffmann, 1970 b). Los métodos de interpolación en general tienden a rellenar la información faltante con condiciones medias, lo que dará mayor importancia a las ondas largas, cuando se analicen los procesos dominantes en las series.

Para este estudio se utilizaron registros de precipitaciones mensuales y anuales de 10 estaciones de una región de la provincia de Buenos Aires con un período máximo que va de 1861 a 1984 (Figura 2.1, Tabla 2.1). Las series utilizadas proceden en su mayoría de los archivos del Servicio Meteorológico Nacional. El porcentaje de datos faltantes no fue elevado y antes de rellenar la información con métodos de interpolación se prefirió recurrir a las fuentes originales de los archivos del Ferrocarril Argentino, institución que provee parte de la información pluviométrica que dispone el Servicio Meteorológico Nacional. Para analizar si

Capítulo 2

estas muestras (datos provenientes del Ferrocarril Argentino) pertenecen a la misma población (información proveniente del Servicio Meteorológico Nacional) se compararon los valores medios y varianzas de la lluvia mensual y anual a través de las técnicas de T de Student y Chi Cuadrado . En todos los casos se verificaba la hipótesis con un nivel de significancia del 5%.

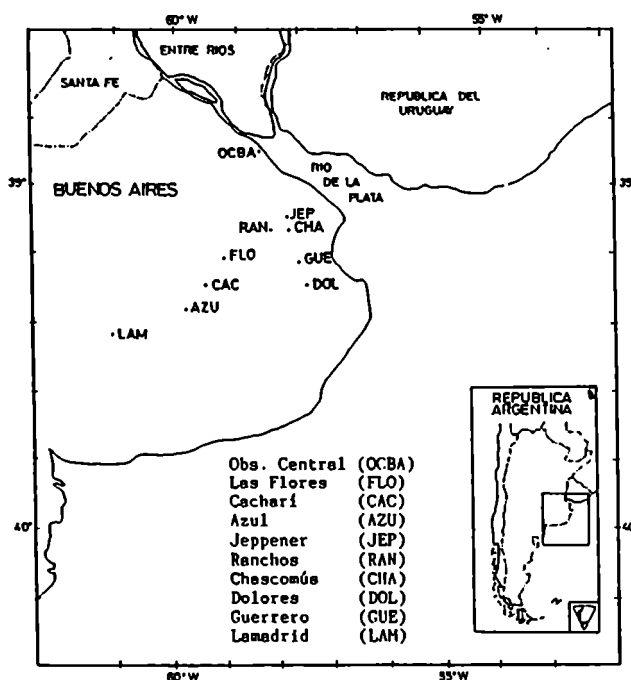


Figura 2.1: Ubicación de las estaciones en la provincia de Buenos Aires.

Tabla 2.1: Período disponible de la información utilizada para cada estación.

Estación	Período	
Azul	1907	1984
Cacharí	1890	1984
Chascomús	1890	1984
Dolores	1903	1973
Guerrero	1890	1984
Jeppener	1890	1970
Las Flores	1903	1966
Lamadrid	1890	1984
O.C.B.A.	1861	1984
Ranchos	1890	1984

3.2 Estimación del ciclo anual y su "filtrado"

En una forma general se puede postular que los distintos fenómenos atmosféricos pueden interrelacionarse de diferentes formas en los datos de precipitación:

(a) efectos independientes:

$$P(t) = P_0(t) + P_a(t) + P^*(t)$$

(b) combinación aditiva de efectos:

$$P(t) = P_0(t) + P_a(t) \times P^*(t)$$

$$P(t) = P_0(t) \times P_a(t) + P^*(t)$$

$$P(t) = P_a(t) + P_0(t) \times P^*(t)$$

(c) efecto multiplicativo:

$$P(t) = P_0(t) \times P_a(t) \times P^*(t)$$

donde: P_0 = escala (diferencia de regímenes: tropical, latitudes medias, etc.),
 P_a = ciclo astronómico, P^* = anomalías.

Antes de la aplicación de cualquier filtro se analiza cuán representativo es dicho ciclo en los datos de precipitación en la zona de estudio. Dado que la serie de precipitación de O.C.B.A. es la más confiable de las que se dispone, se realiza en este caso un estudio metodológico con ella. Inicialmente, se calcula el análisis espectral de la serie mensual de precipitación de O.C.B.A. para el período completo (1861-1983) a través de la técnica de Blackmann-Tukey (Apéndice) (Mitchell, 1966). En la Figura 3.1 se puede observar que el único ciclo predominante en la serie es el ciclo anual, con un nivel de confianza del 95%. Para su eliminación se aplicaron tres criterios:

- El primero es promediar los valores mensuales, construir la marcha anual promedio y dividir a cada dato por su correspondiente valor promedio, siguiendo el modelo multiplicativo en la precipitación, aludido anteriormente:

CICLO ANUAL DE LA PRECIPITACION

3.1 Introducción

Las series meteorológicas son el resultado de la interacción entre fenómenos periódicos, cuasi-periódicos y aquellos puramente aleatorios. Uno de los ciclos más conocidos es el efecto que produce el sol en la atmósfera y por lo tanto, sobre las variables meteorológicas. Debido a que este efecto es un hecho conocido, que produce gran parte de la variabilidad de las series mensuales, (su sigma es grande comparado con las otras ondas), y por lo tanto, podría oscurecer otros tipos de influencias, en esta sección se realiza un estudio metodológico para analizar cuán importante es este fenómeno en la precipitación mensual y cuál es su filtro óptimo.

Desde el punto de vista estadístico, el ciclo anual debería considerarse como un proceso determinístico de la serie temporal. El principal problema reside en encontrar la mejor estimación de tal efecto. La eliminación de este ciclo ha sido discutido por diversos autores, entre otros se puede citar a Jones (1964) quien propone estimar al ciclo anual, promediando los valores de la variable para cada día del año. Este modelo es poco realista de aplicar en los datos de precipitación debido a que se necesitaría una gran cantidad de años para que el promedio diario sea representativo. Madden (1976) consideró que la mejor estimación de dicho efecto es suavizando los resultados de la marcha anual promedio, utilizando para ello, el análisis armónico. Yerjevich y Obeysekera (1973) investigó la consecuencia que produce, en la información filtrada, la estimación incorrecta de la marcha anual promedio a través del análisis armónico, en especial cuando se investigan los modelos dependientes de la componente estocástica.

$$P'_{i,j} = \frac{P_{i,j}}{\bar{P}_j}$$

donde: i = año, j = meses, $P'_{i,j}$ = dato filtrado, $P_{i,j}$ = dato original, \bar{P}_j = marcha anual promedio.

- El segundo criterio sigue los lineamientos propuestos por Madden (1976). O sea, se ajusta la marcha anual promedio (12 datos), a través del análisis de Fourier (Apéndice)(Panofsky y Brier, 1964). Luego, se divide cada dato por la reconstrucción de dicha onda.
- El tercer criterio es la representación decílica del dato. Se contruye para cada mes el histograma puntual y cada dato es reemplazado por su correspondiente intervalo interdecil al cual pertenece. Este modelo es aditivo e independiza la onda anual del valor de la anomalía mensual, estandarizando las anomalías en los meses. O sea, la anomalía del mes de abril tiene el mismo rango que la de junio, a pesar de que el valor absoluto de junio es menor.

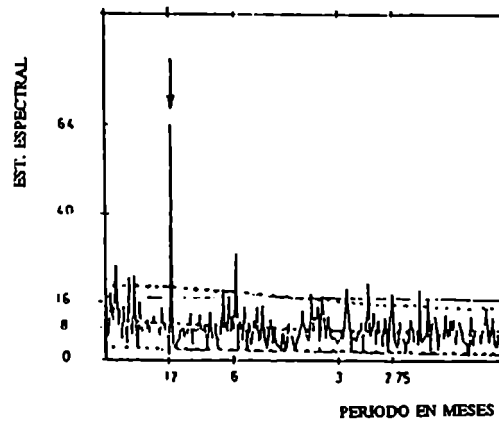


Figura 3.1: Estimación espectral de la precipitación mensual de O.C.B.A. (desfasaje máximo = 448).

(- - - -) espectro Markoviano, (—) espectro aleatorio.

Los dos primeros modelos coinciden cuando el número de años de la serie en estudio es muy grande, ya que va a promediar el ciclo anual y el promedio de las anomalías tiende a cero (ley de los grandes números).

Con respecto al segundo criterio, la Tabla 3.1 muestra los resultados del

Capítulo 3

análisis armónico aplicado a la marcha anual promedio de la precipitación. Es una regla bastante general que el armónico que corresponde al período fundamental sea el más significativo estadísticamente. Posiblemente algunos de los armónicos que le siguen a este también lo sean, aunque puede ocurrir que dejen de tener significado físico y reflejen simplemente algún ruido de las altas frecuencias presentes en las series. En el caso particular aplicado aquí, se puede observar que el primer armónico es el más significativo estadísticamente y por lo tanto, el que más contribuye a la varianza total. Dadas las características que presenta la marcha anual de precipitación (Figura 3.2), con dos máximos, uno en marzo y el otro en octubre y dos mínimos (junio y diciembre) se reconstruye el ciclo anual suavizado sumando las armónicas 1, 2 y 4, las cuales representan un 89.5% de la varianza total y ajustan mejor los datos empíricos.

Tabla 3.1: Porcentaje de varianza explicado por cada armónica de Fourier de la marcha anual promedio de la precipitación mensual de O.C.B.A.

Armónica	Varianza Explicada
1	60.2
2	20.5
3	1.0
4	8.8
5	7.6
6	1.0

Para estimar la efectividad real de los filtros utilizados se aplica el espectro de poder de Blackmann-Tuckey a las tres series filtradas. *Las estimaciones empíricas y teóricas del espectro muestran que en principio, cualquiera de los filtros es efectivo, ya que la onda estacional, evidente en la serie original, desaparece claramente en las series filtradas.* En la Figura 3.3 se muestra el resultado de las estimaciones espectrales aplicando el segundo y tercer criterio.

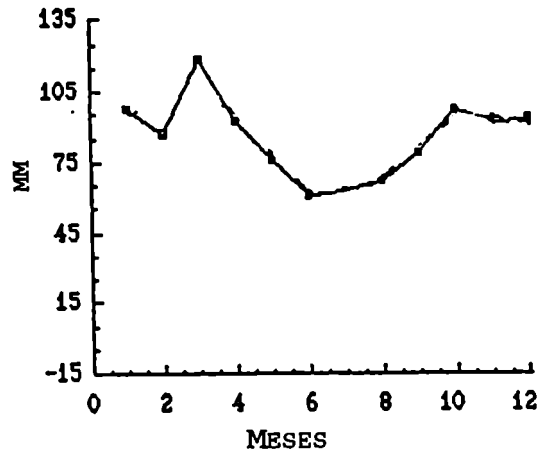


Figura 3.2: Marcha anual promedio de la precipitación mensual de O.C.B.A.

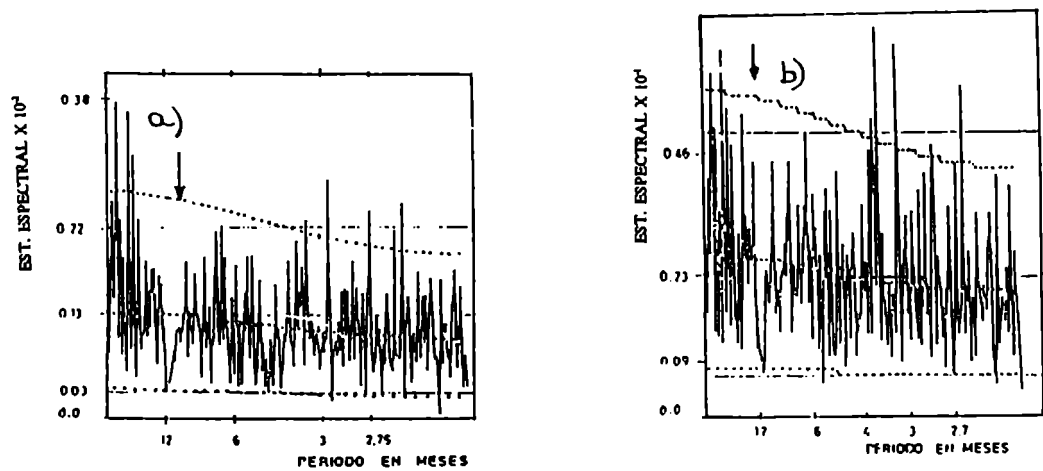


Figura 3.3: Estimación espectral de la precipitación filtrada mensual de O.C.B.A. (desfasaje máximo = 448), a) filtro 2, b) filtro 3.

(- - - -) espectro Markoviano, (—) espectro alcatorio.

De los resultados del último filtro (Figura 3.3 b)) se observa que *en el momento de elegir un filtro del ciclo anual de la precipitación mensual se estará frente a una situación de compromiso, ya que existen anomalías que dependen de la época del año y otras que no*. Por lo tanto, esto obligaría a poner un modelo más sofisticado, lo cual no es el objetivo de esta tesis.

ANALISIS DE LA ESTABILIDAD DE LAS ESTIMACIONES ESTADISTICAS

4.1 Introducción

Al trabajar con series largas de información, como es por ejemplo la de O.C.B.A. que comienza en 1861, es necesario conocer si la serie es utilizable en su período completo, analizar a partir de qué cantidad de años los parámetros son estables y cuando representan la mejor estimación. Para ello, se estudia la serie de precipitación mensual de O.C.B.A. y eventualmente la de otra estación cercana que sirve como elemento de comparación (Chascomús, 1906–1975). A su vez, dado que Vargas y Penalba (1986) han encontrado trazas de una tendencia en las precipitaciones mensuales de la estación O.C.B.A., se analiza si ésta se manifiesta en distintos parámetros estadísticos y en diferentes escalas temporales.

4.2 Estudio de la estabilidad

Inicialmente se calculan los promedios y varianzas mensuales cada 5 años acumulativos para la serie de precipitación de O.C.B.A., comenzando el cálculo en dos años distintos, 1861 y 1906 (Figura 4.1). El criterio que se utiliza para inferir si un parámetro central es estable es que la variación entre un período y el anterior sea menor o del orden del error propio de las mediciones (en precipitación puede llegar a ser alrededor del 10% del valor mensual). *Se observa por un lado, el comportamiento idéntico de ambos parámetros (media y varianza) con el tiempo y por el otro, ambos parámetros comienzan a estabilizarse a partir de 55 o 60 años para 1861 y 40 años para 1906, produciéndose inestabilidades para pocos años.* Es posible que el mayor lapso que se necesita en los datos más antiguos se deba a la existencia de tendencias

en los primeros años producidas tal vez, por variación en la exactitud de la medición de la información.

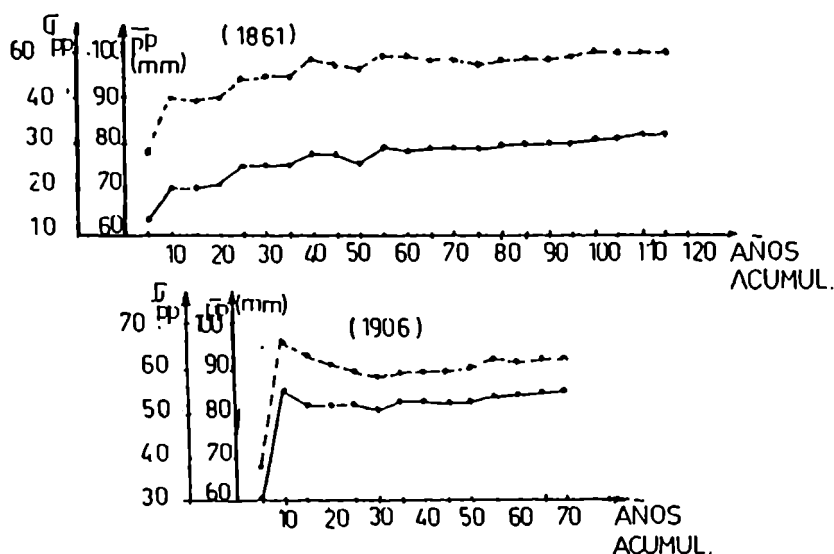


Figura 4.1: (—) Promedios y (---) Varianzas para la precipitación mensual de O.C.B.A. en función de períodos en años acumulativos, comenzando a partir de a) 1861 y b) 1906.

Si se comparan estas gráficas con los resultados de la estación Chascomús (Figura 4.2) se observa por un lado, una *pequeña tendencia en O.C.B.A.* y por el otro, la *serie de comparación se estabiliza más rápido, a partir de los 30 años.*

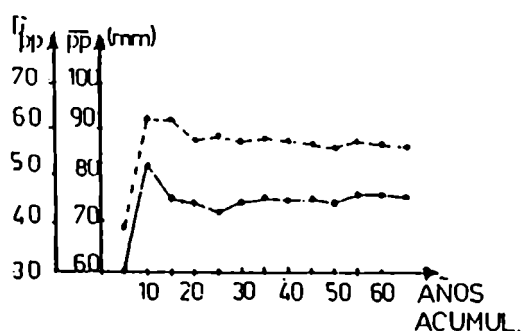


Figura 4.2: Idem Figura 4.1 para la precipitación mensual de Chascomús a partir de 1906.

Como se mencionó anteriormente, la estabilidad de la precipitación mensual

Capítulo 4

se alcanza en períodos distintos si la serie de O.C.B.A. comienza en 1861 o en 1906. Estas causas, que se postulan como provenientes de una tendencia, deben manifestarse también en las series de los distintos meses. Para ello, se analiza la evolución en el tiempo de los promedios mensuales para febrero, abril, julio y octubre, meses característicos de cada estación astronómica (Figura 4.3). *Se puede observar la inestabilidad en los primeros años promediados, lo que también ocurría en las medias mensuales de toda la serie. A su vez, no todos los meses muestran las mismas características. Por ejemplo, octubre no presenta tendencia mientras que en abril ésta es negativa, dependiendo del período en que se comienzan a calcular los promedios.* Al efectuar el mismo análisis con las medianas (Figura 4.4) se obtiene la misma variabilidad temporal que con el valor medio. En un conjunto de datos si su media y mediana coinciden, su distribución de frecuencia empírica tiende a ser normal. En el caso estudiado aquí, si bien el comportamiento temporal de ambos parámetros estadísticos es el mismo, sus valores numéricos no coinciden, siendo los meses de mayor precipitación (febrero y octubre) los que presentan las mayores diferencias numéricas, alejándose de las condiciones de normalidad. A su vez, la cantidad de años necesarios para que ambos parámetros (media y mediana) se estabilicen es aproximadamente el mismo, dependiendo del mes en estudio.

Luego, se realiza el mismo análisis para la estimación de la asimetría (Panofsky y Brier, 1964). La Figura 4.5 confirma lo obtenido para los promedios y las medianas, siendo febrero el mes más inestable. *Se observa además, que las series mensuales de precipitación son levemente asimétricas debido a que los valores empíricos, para cualquier período pentádico, caen dentro de la región crítica, de la distribución teórica de la asimetría* (Pearson y Harley, 1962, Tabla 34B). Estas estimaciones teóricas dependen del tamaño de la muestra; por lo tanto, la asimetría teórica (a_t) para una muestra (N) de 30 datos es 0.661 (región crítica = 5%), disminuyendo estos valores a medida que aumenta la muestra, caso límite en este estudio: $a_t = 0.35$, $N = 125$.

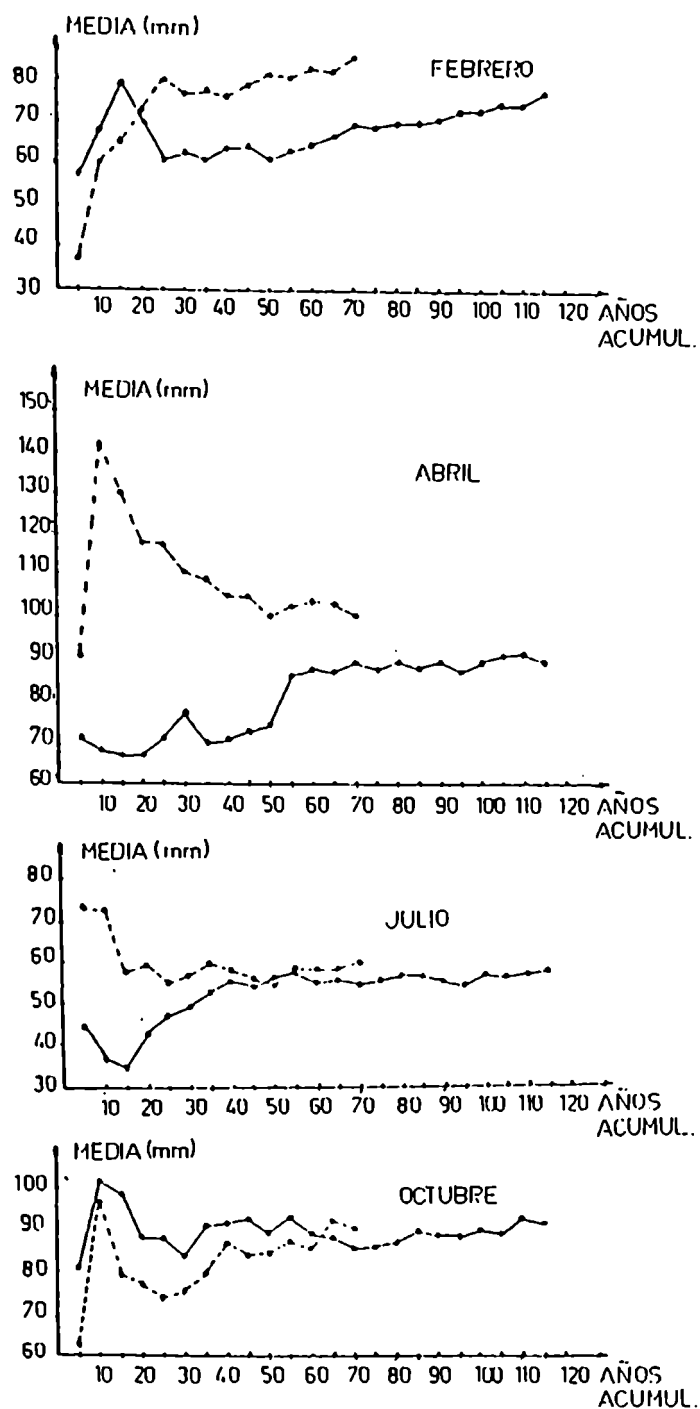


Figura 4.3: Promedios de precipitación para la estación O.C.B.A. en función de períodos en años acumulativos, a partir de (—) 1861 y (- - -) 1906.

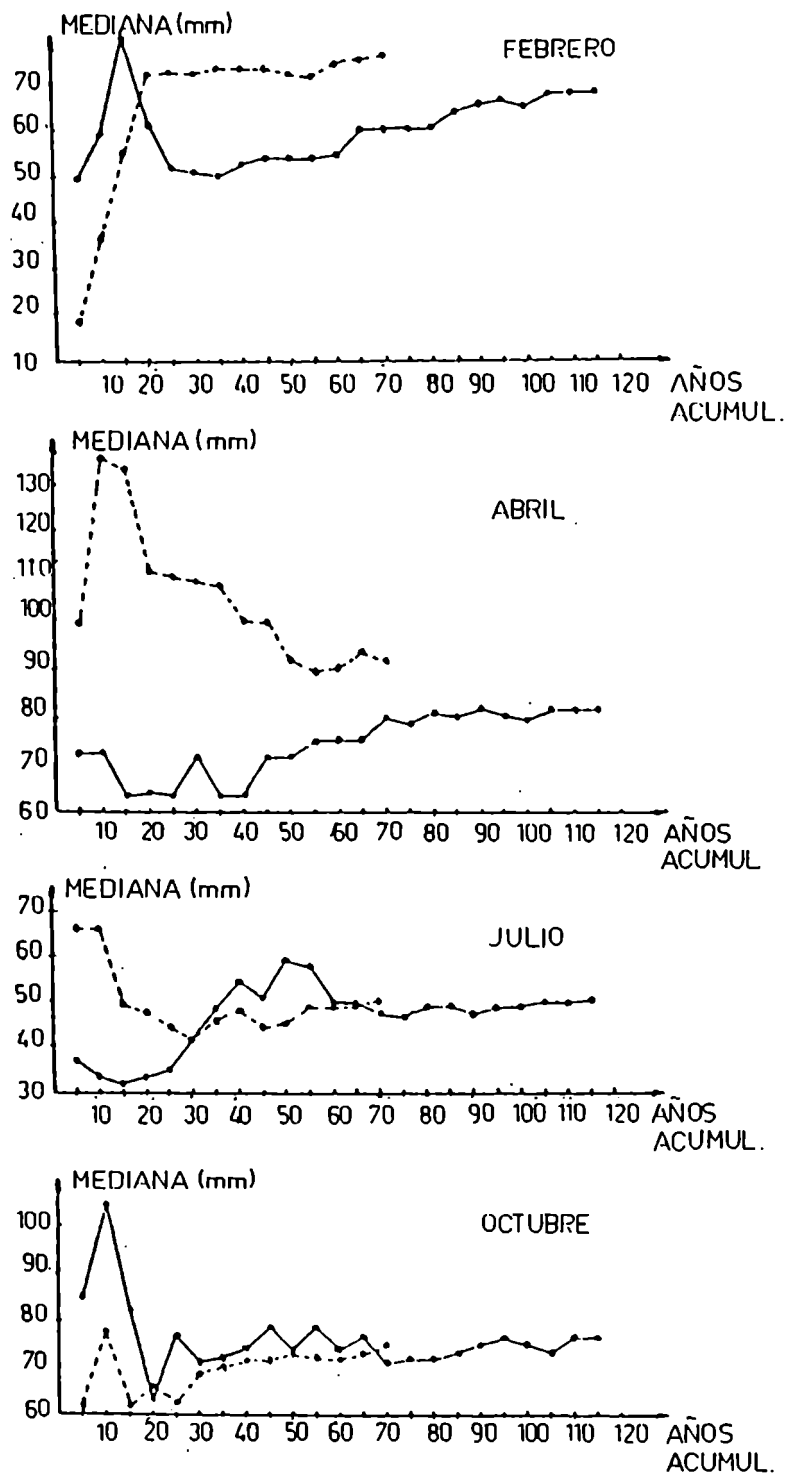


Figura 4.4: Medianas de precipitación para la estación O.C.B.A. en función de períodos en años acumulativos, a partir de (—) 1861 y (- - -) 1906.

Capítulo 4

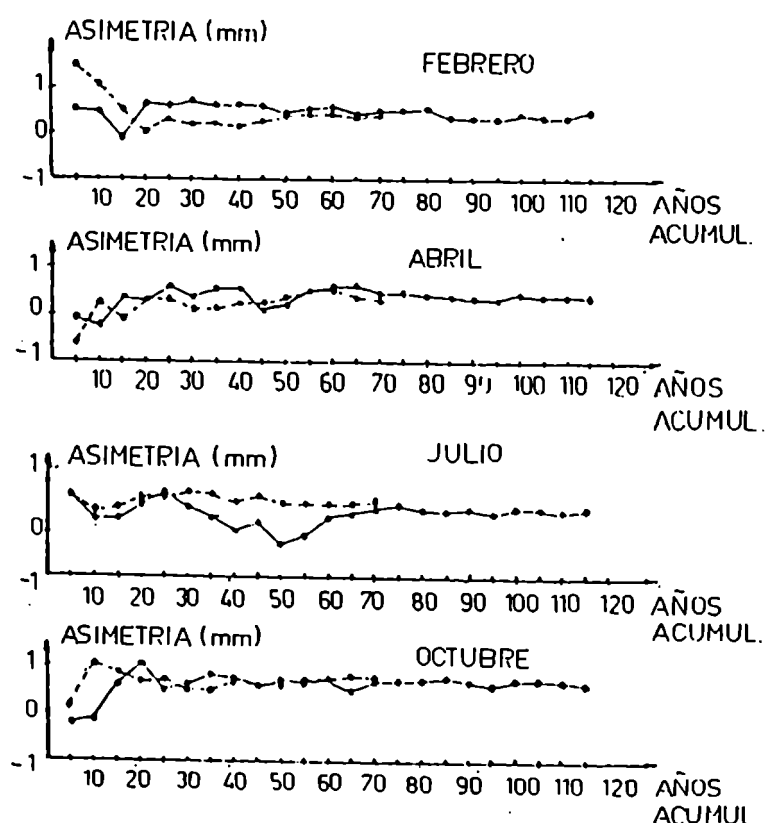


Figura 4.5: Asimetrías de la precipitación mensual de O.C.B.A. en función de períodos en años acumulativos, a partir de (—) 1861 y (- - -) 1906.

Del cálculo y comparación de la estabilidad de los primeros momentos de las series de O.C.B.A. y Chascomús, se advierte que la tendencia, si existe, puede no obedecer a causas totalmente antropogénicas, ya que tiene ambos signos, de acuerdo al mes en estudio. Por otro lado, se observa que la utilización de la información del siglo pasado trae aparejado mayor inestabilidad en las estimaciones de sus parámetros, necesitando mayor cantidad de años para realizar cualquier estudio climatológico. Sin embargo, si la información disponible comienza luego del año 1900, con 40 años es suficiente para obtener inferencias estables del estudio.

Con el fin de analizar de otra forma la estabilidad de la serie se estudia el cambio o no de la distribución para los dos períodos, considerando los quintiles y la distancia entre ellos, para la serie original y filtrada la onda anual (Figura 4.6). La serie filtrada se obtiene dividiendo a cada dato de la serie original por su correspondiente valor promedio. *En general, se advierte que la distribución se*

Capítulo 4

corre levemente hacia valores mayores y aparece, aunque no en forma notable, el efecto de tendencia. Si este fenómeno temporal existe, la responsabilidad es de los máximos (ver comportamiento de c_4). La distancia entre quintiles (Figura 4.7) se estabiliza a partir de los 30 y 40 años. Asimismo, se puede observar, que los efectos astronómicos no enmascaran el análisis, ya que solamente se produce un cambio de escala en las curvas. Esto muestra que filtrada la onda anual se puede modelar la serie mensual, pues tiene el mismo proceso estocástico. Además, la física de la lluvia es similar en todos los meses desde el punto de vista de la climatología sinóptica (frentes, oclusiones, etc.).

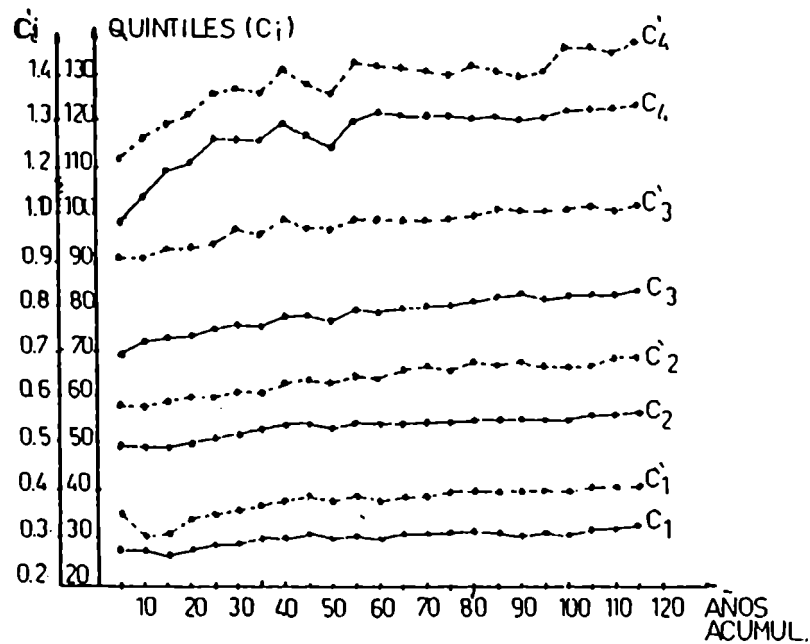


Figura 4.6: Quintiles de la precipitación mensual de O.C.B.A. en función de períodos en años acumulativos, a partir de 1861. (—) Dato original, (- - -) Dato filtrado.

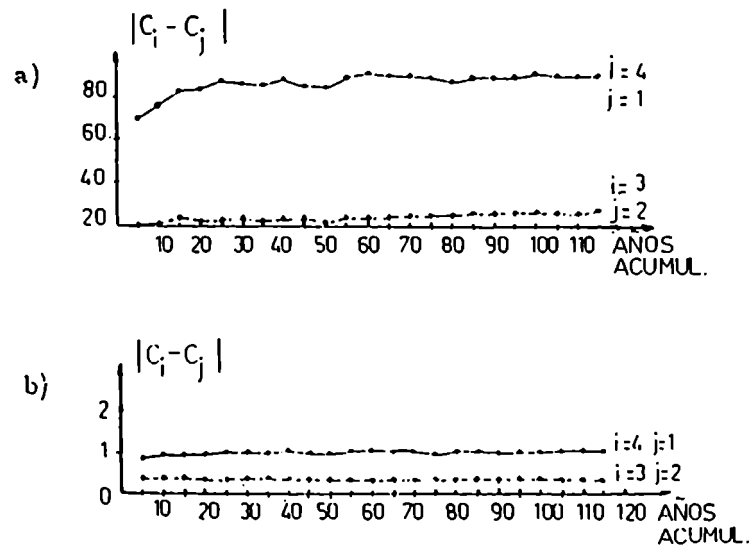


Figura 4.7: Distancia entre quintiles de precipitación mensual de O.C.B.A. en función de períodos variables a partir de 1861, a) serie original, b) serie filtrada.

ESTUDIO DE LA HOMOGENEIDAD REGIONAL

5.1 Introducción

El objetivo de esta sección es inferir el grado de homogeneidad regional de las lluvias mensuales y anuales en la zona noreste de la provincia de Buenos Aires, a través de distintas propiedades de la variable. Para ello, fue necesario trabajar con el período en común entre todas las estaciones (1907–1966). Si bien con este lapso de tiempo no se está utilizando información reciente, fueron varios los factores que motivaron a no completar las series. Las estaciones comenzaron a tener interrupciones en la recolección del dato pluviométrico y como, a partir de la década del 70 empieza en la provincia de Buenos Aires otro período lluvioso, al rellenar la información se introduciría condiciones medias, eliminando tal variabilidad. A su vez, 60 años de información es suficiente para obtener parámetros estables.

La región es llana con precipitaciones anuales que varían desde 600 a 1000 mm y precipitaciones mensuales variando de 50 a 150 mm, ambas creciendo hacia el noreste sin singularidades significantes debido a componentes geográficas (Hoffmann, 1975).

Una serie de lluvia es homogénea si cada año, en un día o mes en particular, es una realización de la misma variable al azar. Una serie de lluvia homogénea no es necesariamente una realización de un proceso estocástico estacionario porque puede exhibir variación estacional y tendencia. En efecto, la definición de una serie homogénea concierne a la distribución de probabilidad completa de las cantidades de lluvia. Un proceso no homogéneo puede ser una consecuencia de un cambio gradual en la situación meteorológica, pero también puede ser debida o causada

por la mano del hombre (cambios de lugar de la estación meteorológica, cambios de instrumental o en las instrucciones para observar). Cuando la distribución de frecuencias de una serie no puede ser verificada como gaussiana, es necesario recurrir a tests no paramétricos, tales como el de Wald-Wolfowitz o Mann-Kendall, con el fin de estudiar su homogeneidad relativa.

En este estudio, se postula que *una región tiene homogeneidad climática cuando sus variables presentan idénticas propiedades o están relacionadas mediante estructuras matemáticas simples*. Independientemente de las consideraciones de orden climático y sinóptico que presumirían homogeneidad del régimen de lluvia en esta región, este análisis tiende a verificar y analizar distintos aspectos de su variabilidad vista a través de escalas regionales, mediante el análisis de las siguientes propiedades: 1) Función de distribución. 2) Relación de los totales anuales entre distintas estaciones y su función de correlación. 3) Función de autocorrelación y densidad espectral.

5.2. Función de distribución.

Existen varias formas para estudiar un conjunto de datos uni-dimensional. En este estudio, el diagrama en bloque (Tukey, 1977) fue elegido para analizar la evolución anual de la distribución de frecuencia de la lluvia. Esta metodología incluye información acerca del rango de la variable (valores extremos), su ubicación (media y mediana), escala (rango intercuartil) y asimetría (diferencia entre cuartiles y mediana). Con el objeto de mostrar una mayor estabilidad en los parámetros extremos se considera el promedio de los cinco valores extremos por separado, máximos y mínimos, como una estimación robusta de dichas estimaciones. Un parámetro se dice que es robusto cuando no es afectado por valores extremos o atípicos.

Este tipo de análisis, de la distribución de frecuencia, de las lluvias estacionales y anuales, da una estimación de la probabilidad para diferentes valores de la variable en estudio. Al evaluar el análisis en todas las estaciones se está compa-

Capítulo 5

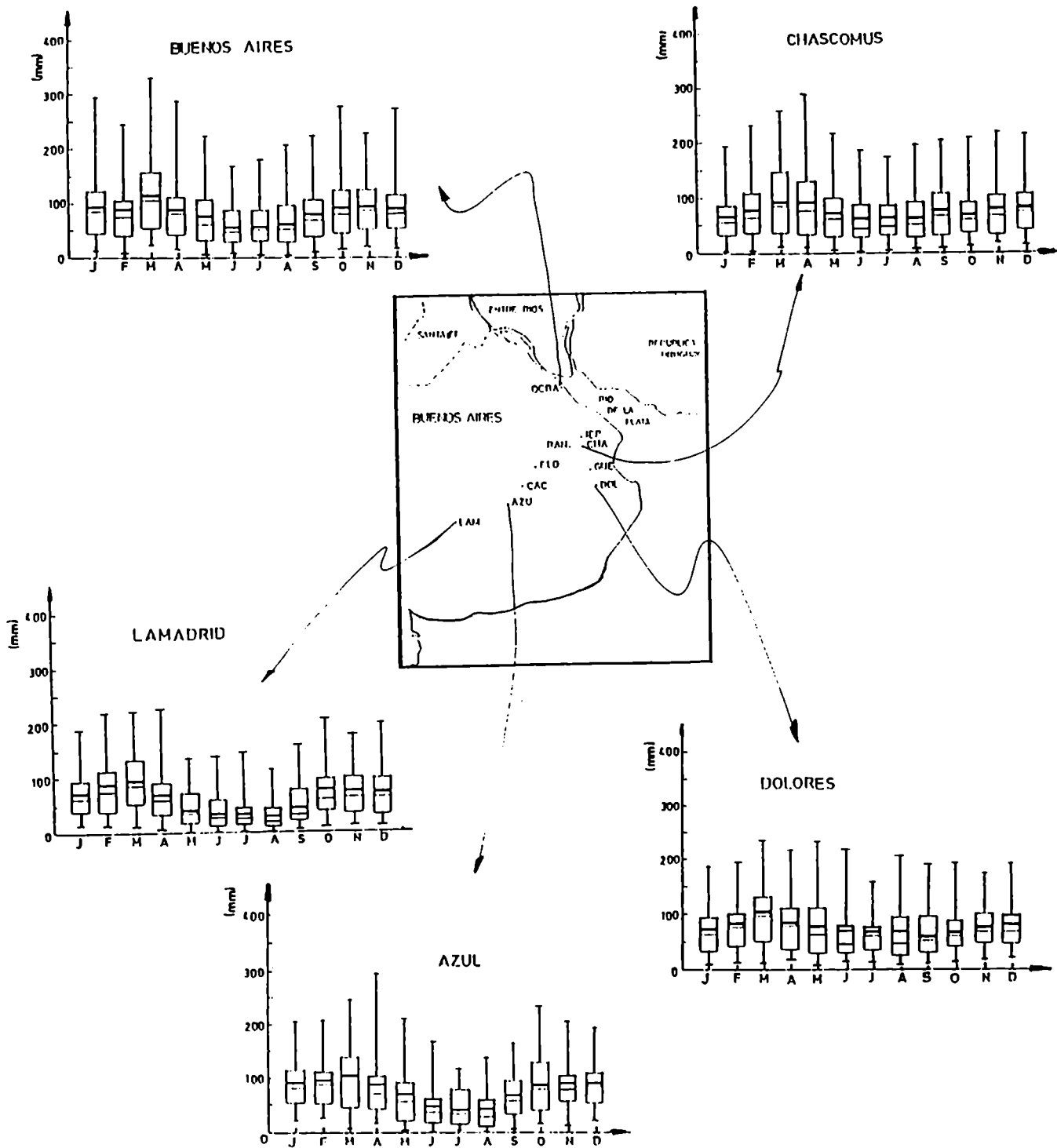


Figura 5.1: Diagrama en bloque para diversas estaciones de la provincia de Buenos Aires.

Marcas en el gráfico: extremo inferior y superior, primer y tercer cuartil.
Dentro del bloque: — media, — mediana

rando la marcha anual de la distribución en términos regionales. Si bien no se presentan los resultados de todas las estaciones (Figura 5.1), en general se infiere que la marcha anual, tanto del valor medio como la mediana, presentan idénticas características en todas las estaciones, con valores mínimos en junio o julio y máximo en marzo. La comparación del intervalo intercuartil entre las distintas estaciones para cada mes muestra, en algunas estaciones, que los meses de mayor precipitación tienen mayor distancia intercuartil; por lo tanto, se puede decir que en esta región la variabilidad aumenta con la medida de la precipitación. Al analizar la asimetría de las distribuciones se observa que no es conservativa durante los meses, pero sí entre estaciones para cada mes, por lo que la propiedad matemática aludida es homogénea regional pero no temporalmente en el régimen de lluvia. Los valores extremos, a pesar que son robustos, son los que muestran la mayor variabilidad, especialmente los máximos de lluvia. O sea, es justamente en los valores máximos en donde la región parece que pierde homogeneidad, aún en distancias cortas.

Las diferencias existentes pueden considerarse irrelevantes, comparadas con el error de la medición de la precipitación, no acreditando una variación importante en la región. Por lo tanto, se puede concluir que *los parámetros de las distribuciones ajustables a las lluvias mensuales varían en el transcurso del año, pero conservan su tipo en todas las estaciones. Una leve diferencia regional de la precipitación en verano podría indicar el efecto del régimen convectivo en esa época del año.*

5.3. Relación de los totales anuales entre distintas estaciones

5.3.1. Representación Gráfica

Como un elemento preliminar en cualquier análisis de homogeneidad es la realización de un gráfico adecuado entre la serie a ser evaluada y una serie de referencia en su vecindad. Esta metodología es comunmente llamada técnica de Doble Masa (Mitchell, 1966) y fue aplicada por ejemplo, por Rodhe y Virji (1976) para estudiar la homogeneidad en las lluvias del este de Africa. La comparación de los totales anuales entre pares de estaciones para distintos períodos excluyentes, da

Capítulo 5

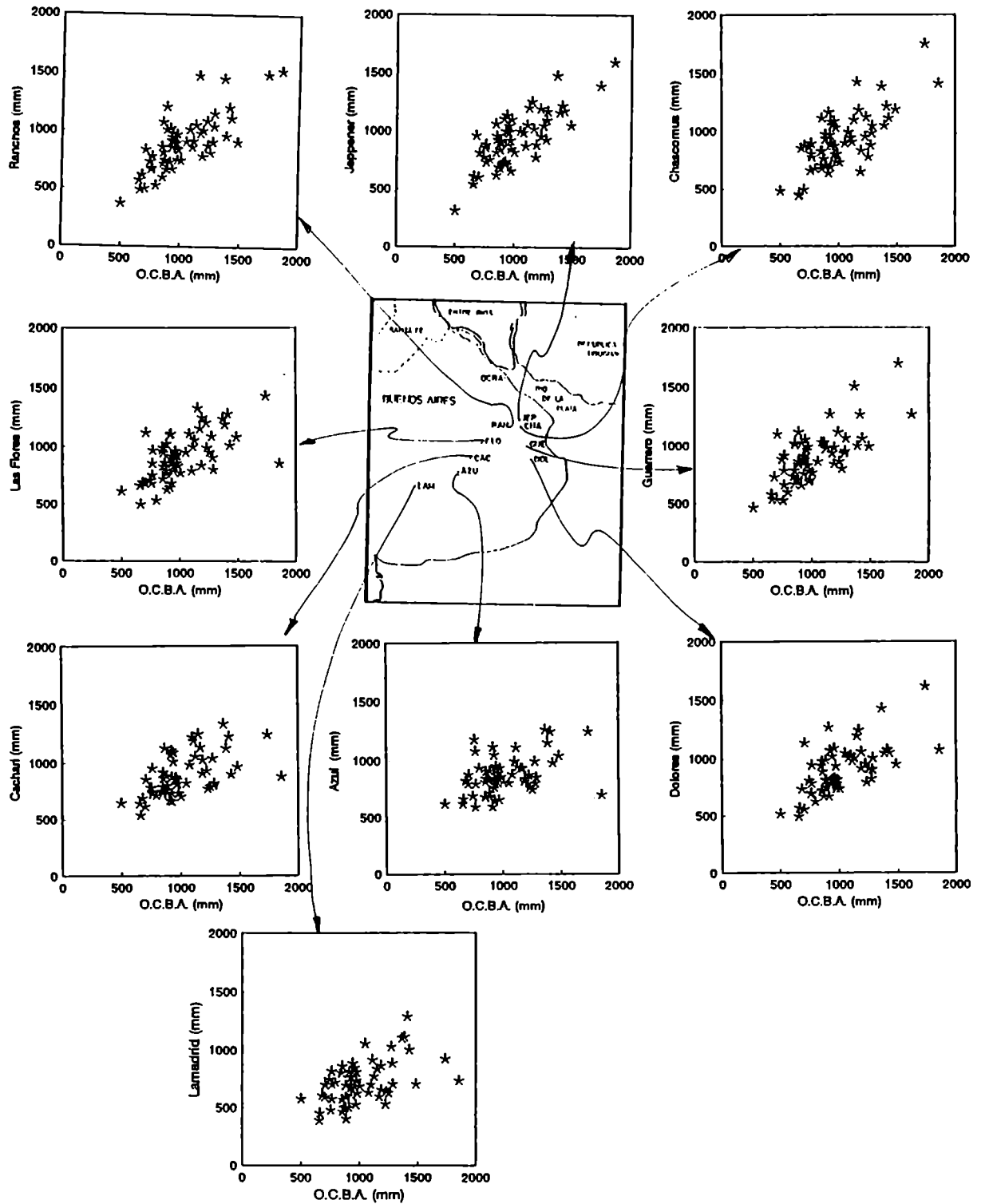


Figura 5.2: Totales anuales de precipitación entre la estación O.C.B.A., con las restantes estaciones de la región.

Capítulo 5

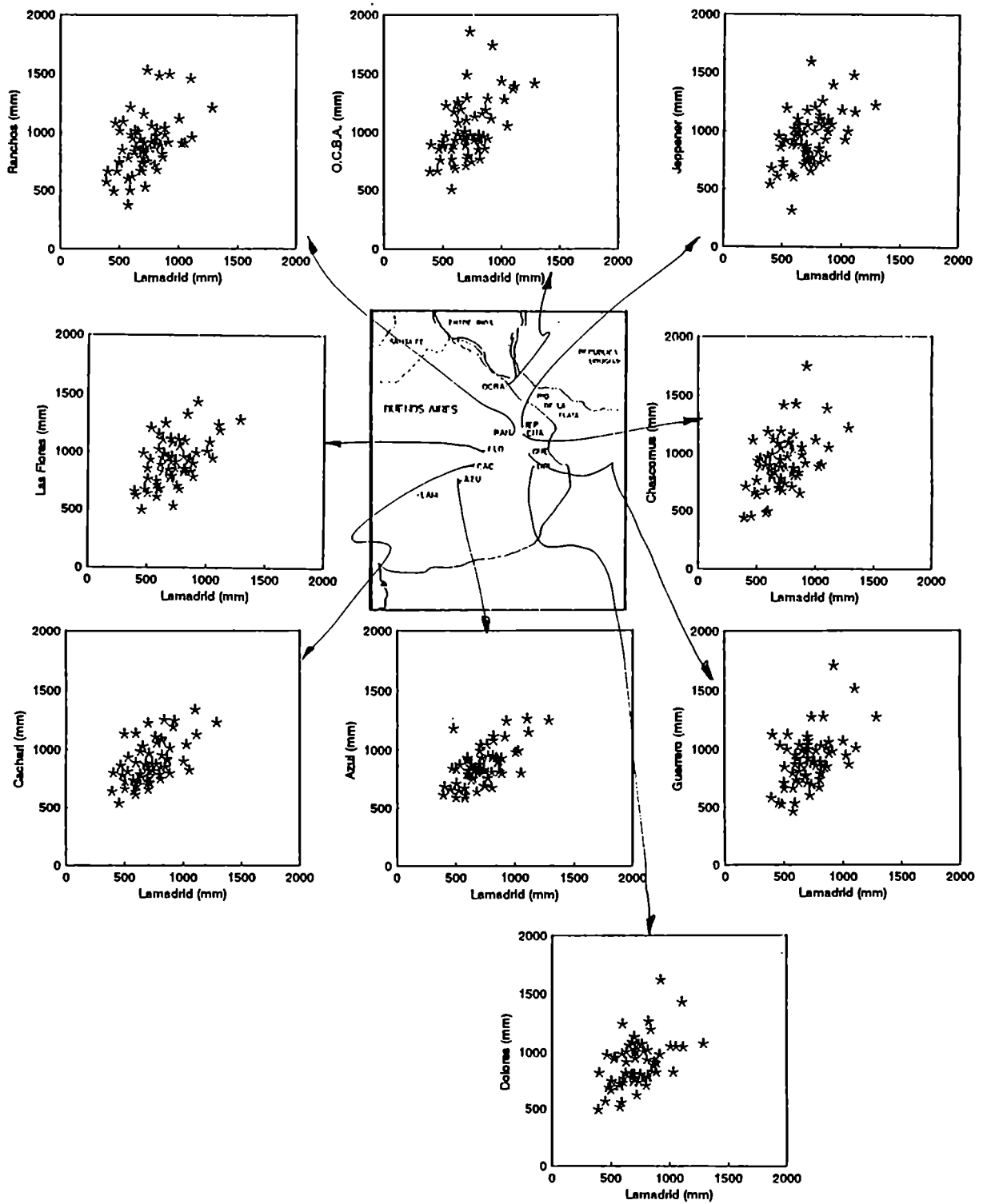


Figura 5.3: Idem Figura 5.2, estación de referencia Lamadril.

una idea de la homogeneidad de las series en el tiempo o el período en el cual la serie pierde homogeneidad (referirse a Fig. 4.2, Buishand, 1977). La ventaja de este tipo de gráficos es que los valores ploteados tienden a caer a lo largo de una línea recta bajo condiciones de homogeneidad, pudiéndose detectar puntos singulares, si es que existen, y evaluar el peso que tiene esa anomalía.

En el caso particular en estudio aquí, se aplica la técnica de Doble Masa considerando a la precipitación anual de la estación O.C.B.A. como serie de referencia. Como se puede observar en la Figura 5.2, los diagramas correspondientes a la relación de O.C.B.A. con estaciones continentales presentan dos puntos singulares, los cuales corresponden a dos precipitaciones anuales máximas ocurridas en los años 1914 y 1959. A su vez, se puede observar, por un lado, como va aumentando la dispersión a medida que la distancia entre estaciones aumenta y por el otro, el cambio de régimen de precipitación hacia el sudoeste (cambio de pendiente en la curva). Dado que la distancia máxima entre estaciones es casi 300 Km., se considera a la estación Lamadrid, ubicada en el extremo sudoeste de la región como otra estación de referencia y se realiza el mismo análisis. De la Figura 5.3 se pueden extraer las mismas conclusiones que para el caso anterior, con la diferencia que Lamadrid no presenta ningún punto singular o año particular.

De este análisis se puede concluir que *la región es homogénea en términos anuales, registrándose dos precipitaciones máximas que sólo afectaron a la zona noreste de la provincia de Buenos Aires.*

5.3.2. Función de correlación

Otra forma de tener una idea acerca de la calidad de los datos meteorológicos como así también de la coherencia entre estaciones es a través de la comparación del coeficiente de correlación. Cuando se analiza la precipitación, no es raro encontrar que para pequeñas distancias exista una considerable variación en los valores de la estimación del coeficiente de correlación. Estas variaciones pueden deberse a la no-homogeneidad o anisotropía de la región considerada. Grandes diferencias

pueden también ser causadas por cambios del lugar de la estación meteorológica o cambios en la instalación de los pluviómetros, los cuales usualmente dan un sesgo bastante grande en la estimación de la correlación. Una característica importante de la estructura estadística de un campo meteorológico es la función de correlación. Para este análisis se calculan los coeficientes de correlación cruzados (Panofsky y Brier, 1964) entre los totales anuales de precipitación para todas las estaciones. Para determinar si el resultado depende de la dirección en la cual están ubicadas las estaciones se analizan los resultados de los coeficientes de correlación cruzados utilizando las dos estaciones de referencia (O.C.B.A. y Lamadrid) y luego todas las combinaciones posibles entre estaciones. Para completar el análisis, se estima la relación entre el coeficiente de correlación y la distancia y por último, se calcula para cada una de las consideraciones anteriores, la función de correlación que describe dicha relación. Debido a que se puede suponer que los errores que afectan a las series son puramente aleatorios se puede aplicar, en una primera aproximación, el método utilizado por Gandin (1965) y Kagan (1972, a)) para estimar la función de correlación. Se utilizó una ecuación del tipo:

$$R_1 = A \times e^{-Bd^2}$$

donde R_1 es el primer coeficiente de correlación; A y B son constantes de la regresión determinados por cuadrados mínimos y d es la distancia (entre estaciones o con la estación de referencia) en Km. Esta metodología es muy útil cuando se planea por ejemplo, la distribución espacial de una red de observaciones hidrometeorológicas (Kagan, 1972, b)).

La Figura 5.4 muestra los resultados de las distintas funciones de correlación y sus respectivas franjas de confianza. De la Figura 5.4 a) y b) se puede observar que no existen diferencias significativas entre las dos funciones teóricas para las estaciones de referencias, considerando el 5 y 95 % como límites de confianza. A su vez, la función de correlación para todos los pares de estaciones (Figura 5.4 c)), tiene el mismo comportamiento que para las estaciones de referencias.

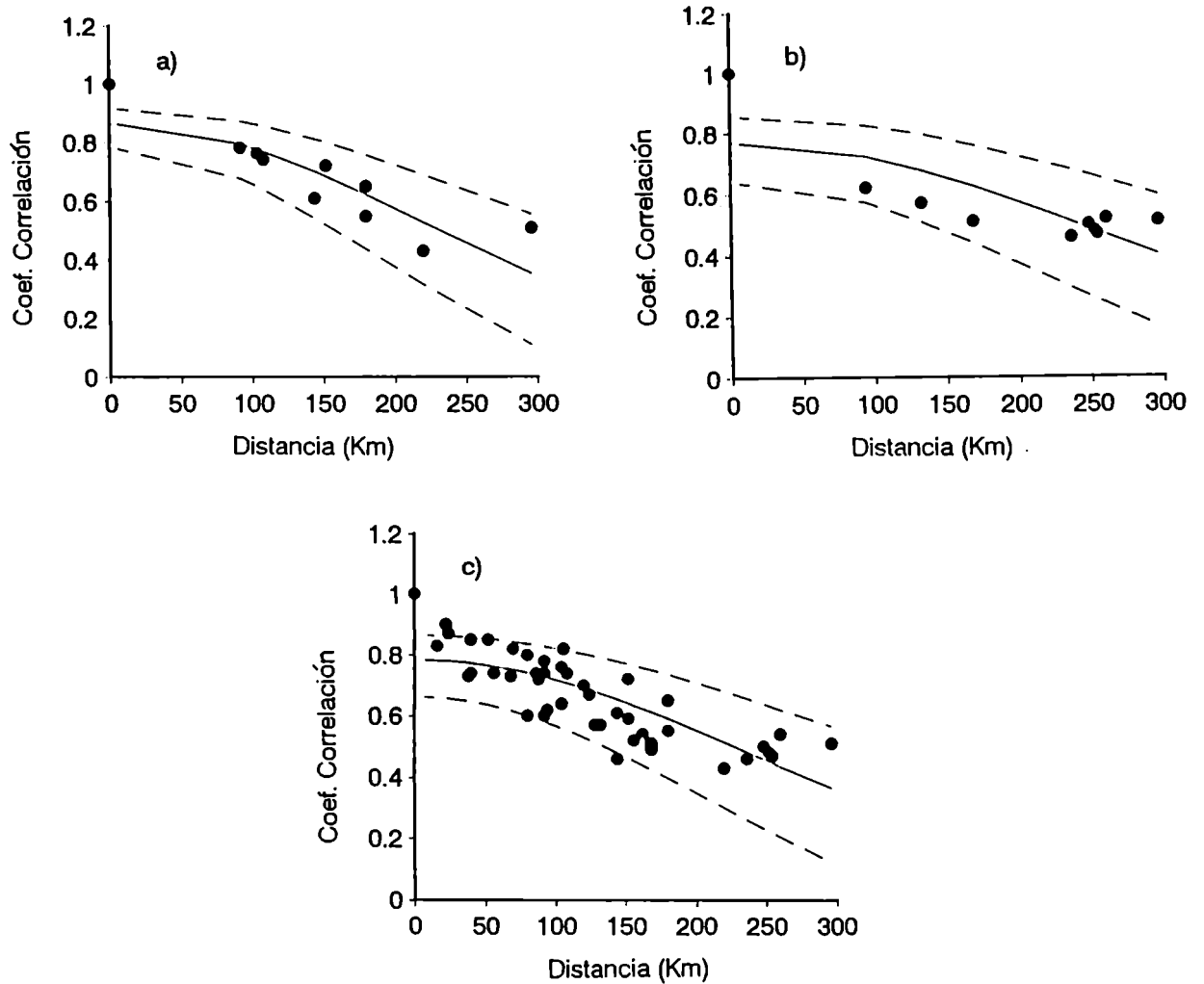


Figura 5.4: Estimación del coeficiente de correlación de los totales anuales de precipitación y la correspondiente función de correlación. a) O.C.B.A., b) Madrid y c) todas las estaciones.

Estos resultados nos están indicando que, en la región de estudio, puede encontrarse una función de correlación general para los totales anuales, independiente de la dirección en que las dos estaciones correlacionadas estén ubicadas. Esto implicaría reconocer que los distintos sistemas sinópticos no imponen características particulares en la función de correlación respecto a la orientación geográfica entre los puntos de la región. O sea, no distingue direcciones y en los totales anuales

se ve el paso de los sistemas pero en ninguna forma se ven las estructuras de los mismos.

5.4. Función de autocorrelación y densidad espectral.

Se postula que si la región es homogénea, la precipitación mensual y/o anual de las distintas estaciones deben tener el mismo proceso generador y ondas predominantes. Para este estudio se eligen cuatro meses representativos, uno para cada estación del año. Inicialmente, se calcula el primer coeficiente de correlación para la precipitación mensual y anual (Mitchell, 1966). Los resultados de la Tabla 5.1 muestran que los procesos que gobiernan a estas series son predominantemente aleatorios y en el caso en que existe memoria ésta es leve, con un nivel de confianza del 95%.

Tabla 5.1: Primer coeficiente de autocorrelación de las precipitaciones mensuales y anuales, para las distintas estaciones. (COEF. CRIT.= Coeficiente Crítico).

	Cac	Flo	Azu	Jep	Ran	Cha	Gue	Dol	Ocba	Lam
ENE	-0.09	-0.08	0.01	0.04	0.22	0.15	-0.11	-0.02	0.14	0.18
ABR	0.30	0.09	0.06	-0.12	-0.03	0.01	-0.04	0.02	0.04	0.03
JUL	0.26	0.00	-0.30	0.15	-0.02	0.16	0.05	0.03	-0.07	-0.10
OCT	0.00	-0.05	0.05	-0.01	0.01	0.08	-0.13	-0.07	0.18	0.05
ANU	0.19	0.23	-0.01	0.12	0.26	0.26	0.22	0.21	0.02	0.08
COEF. CRIT.	-0.23;0.20			-0.20;0.17			-0.21;0.18		-0.18;0.16	

Con respecto a posibles tendencias, la región no presenta signos evidentes de su existencia, en el período analizado, como lo muestran los coeficientes de correlación de la relación temporal de los meses y del total anual (Tabla 5.2), donde ningún coeficiente es significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 95%. Por lo tanto, *la región es homogénea desde el punto de vista de la inexistencia de tendencia en el período de tiempo (1907-1966)*. No obstante,

Capítulo 5

los casos más sobresalientes y distintos, en casi todas las estaciones, son el mes de enero, con coeficientes relativamente altos cercanos al coeficiente crítico y el mes de abril con coeficientes negativos.

Debido a que los distintos meses o series en general pueden presentar tendencia sin ser ésta lineal se efectúa el test de tendencia de Mann-Kendall (Mitchell, 1966). De la Tabla 5.3 se puede observar que se repiten los resultados anteriores y por lo tanto, valen las mismas conclusiones que para el estudio lineal.

Tabla 5.2: Estimación del coeficiente de correlación lineal de la precipitación mensual y anual para las distintas estaciones. Límites de confianza al 95 % (-0.25;0.25).

	Enero	Abril	Julio	Octu.	Anual
OCBA	0.21	-0.09	0.05	0.09	0.13
Flores	0.14	-0.08	0.09	0.08	0.12
Cacharí	0.14	-0.11	0.12	0.11	0.16
Azul	0.13	-0.13	0.14	0.04	0.13
Jeppener	0.13	-0.11	0.14	0.06	0.15
Ranchos	0.15	-0.10	0.15	0.06	0.18
Chascomús	0.18	-0.11	0.15	0.05	0.17
Guerrero	0.18	-0.11	0.17	0.05	0.19
Dolores	0.17	-0.11	0.18	0.05	0.18
Lamadrid	0.15	-0.12	0.19	0.05	0.18

Tabla 5.3: Estimación del estadístico de Mann-Kendall de la precipitación mensual y anual para las distintas estaciones. Límites de confianza al 95 % (-0.25;0.25).

	Enero	Abril	Julio	Octu.	Anual
OCBA	0.09	-0.11	0.05	0.04	0.11
Flores	0.03	-0.06	0.13	0.07	0.06
Cacharí	0.16	-0.11	0.13	0.09	0.19
Azul	0.07	-0.15	0.07	-0.12	0.05
Jeppener	0.05	-0.07	0.09	0.04	0.13
Ranchos	0.15	-0.07	0.13	0.05	0.16
Chascomús	0.14	-0.07	0.17	-0.05	0.07
Guerrero	0.11	-0.06	0.25	0.03	0.22
Dolores	0.04	-0.04	0.19	0.00	0.12
Lamadrid	-0.02	-0.10	0.23	-0.01	0.15

Idénticos resultados fueron encontrados entre otros por Rebella y Díaz (1982) quienes analizaron la tendencia de las precipitaciones anuales, estacionales

y mensuales para el período 1910–1980, encontrando una fluctuación positiva en verano, sin llegar a ser estadísticamente significativa y negativa en otoño, Hoffmann et. al. (1987) analizando las fluctuaciones de la precipitación en estaciones de toda la República Argentina, a través de promedios decádicos y Krepper et. al. (1989) quienes realizaron un análisis regional de la precipitación anual por décadas y encontró un aumento de esta variable en los últimos años.

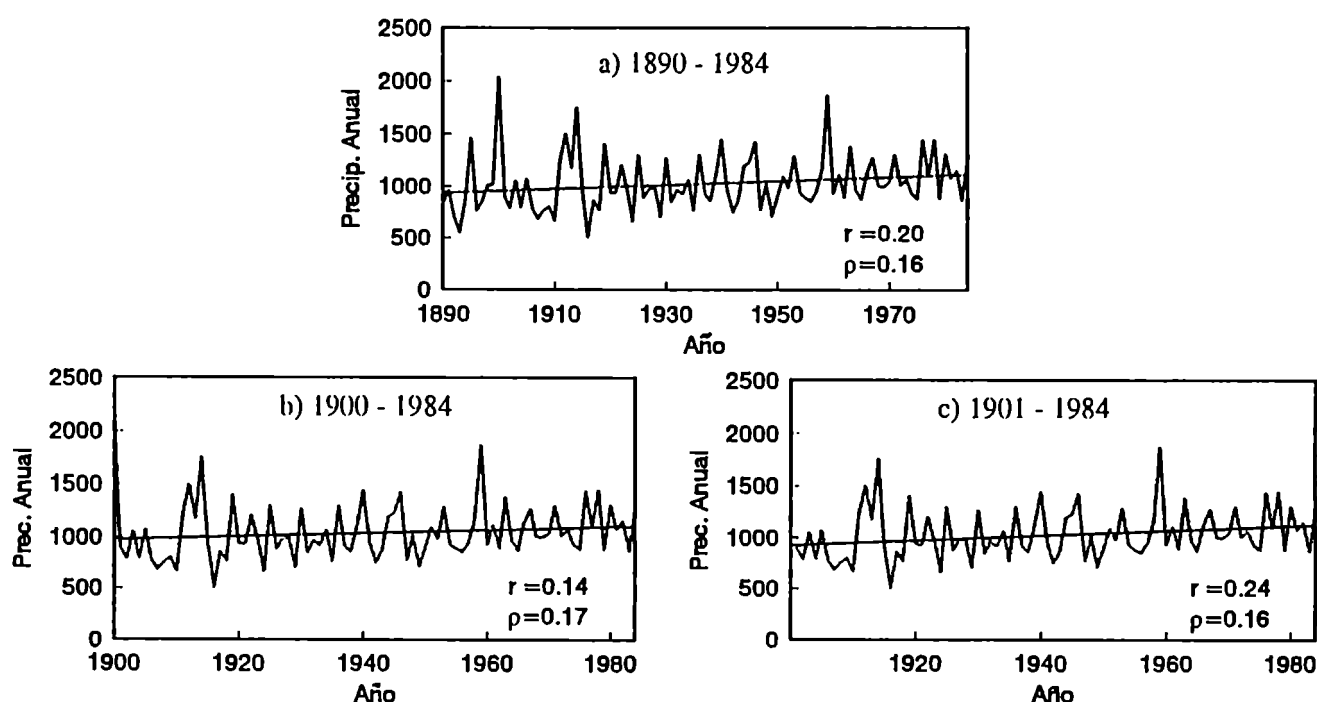


Figura 5.5: Serie temporal de la precipitación anual de la estación O.C.B.A. para diferentes períodos, con sus respectivos ajustes por cuadrados mínimos y coeficiente de correlación lineal, empírico y teórico (región crítica = 5%).

Sin embargo, es importante mencionar que el período analizado o involucrado en el cálculo de la tendencia tiene gran importancia, ya que este parámetro estadístico es inestable, dependiendo de cómo es la serie al comienzo y final del período analizado y tiene sólo validez en ese intervalo de tiempo. Debido a que, al cambiar de período se están analizando distintas ondas o al incorporar más años al análisis, se podría estar introduciendo nuevas ondas. Como ejemplo

Capítulo 5

de la variabilidad de la estimación de la tendencia, se calcula la misma para la precipitación anual de O.C.B.A. para diferentes períodos. La Figura 5.5 a) muestra la serie temporal en el período (1890–1984), con la representación gráfica de la tendencia, significativa en este período (región crítica 5%). Se puede observar que la serie presenta dos años, 1900 y 1959, con máximos absolutos de precipitación. Si se calcula la regresión lineal para distintos lapsos de tiempo teniendo en cuenta o no el año 1900, se puede observar como esta pasa de ser no significativa (Figura 5.5 b)) a significativa (Figura 5.5 c)).

Para explorar en forma más detallada los procesos que generan a la precipitación se estima el espectro de potencia de Blackman-Tukey (Mitchell, 1966) para cuatro meses característicos y el total anual. *El espectro de potencia de la serie anual* (Tabla 5.4) *muestra, en la mayoría de las estaciones, un pico significativo en un período de aproximadamente 7 años* que sólo se inhibe en la estación Dolores, lo que da en principio un aspecto común para toda la región. En esta estación, la disminución de éste podría deberse al aumento de la varianza explicada por ondas de mayor longitud (10 años). *En algunas estaciones existe una débil evidencia a mostrar picos alrededor de 4 y 3 años.* Con respecto a las estaciones O.C.B.A. y Lamadrid presentan una fluctuación alrededor de 7 años, a pesar de no ser estadísticamente significativa.

Tabla 5.4: Estimaciones espectrales en años para la precipitación anual y 4 meses característicos, para cada estación y diferentes niveles de significancia.

* = 95% nivel de significancia, ⁿ = baja significancia.

Carac. = Características. Proc. Homog. = Proceso Homogéneo.

		CAC	FLO	AZU	JEP	RAN	CHIA	GUE	DOL	OCB	LAM
E N E R	Picos Carac.	5* 3* 2.5*	5* 2.5*	3"	48" 4* 2.5*	24" 4* 2.5*	48" 4* 2.5*	2.5"	4"	2.5"	3" 2.5*
A B R I	Picos Carac.	20" 10*	10" 3*	12* 3*	10* 2.5*	8* 3.5*	10* 3*	11* 4* 3*	14* 4* 3*	28* 8* 2.5*	58* 5* 3*
J U L I	Picos Carac.	3* 2.5*	-	3"	5"	-	24" 10* 3*	-	-	-	-
O C T	Picos Carac.	-	7* 4*	7* 4*	4*	8"	8"	7* 3*	7* 3*	8" 3*	56* 4*
A N U A	Picos Carac.	7* 3*	8" 7* 3*	6" 3*	16* 7* 4* 3*	7" 4*	16* 7" 4* 3*	14* 7* 4*	10" 4* 3*	7" 2.5*	-

Capítulo 5

Cuando se analizan los espectros mensuales, las características aludidas se reflejan en la mayoría de las estaciones en los meses de abril y octubre, que son por otro parte, máximos en la marcha anual. En el mes de julio, salvo algunas manifestaciones de ondas cortas (3 años) el proceso es predominantemente aleatorio. El mes de enero es el mes de mayor inhomogeneidad regional en cuanto a la estructura del proceso. Este resultado está de acuerdo a lo hallado anteriormente. O sea que, la tendencia a mostrar inhomogeneidades en la región está centrada en el verano y coincidiría con que los mecanismos predominantes de producción de lluvia son debidos a convección en escalas temporales y espaciales pequeñas.

La interpretación física de estos picos no es inmediatamente obvia. Sin embargo, otros autores han encontrado picos alrededor de los mismos intervalos espectrales. Mörrth (1967) encontró una periodicidad alrededor de los 10 años en su estudio sobre la variabilidad de la precipitación en la región del Lago Victoria. Rodhe (1974) muestra la existencia de dos picos espectrales (3 - 3.5 y 5 - 6 años) en una región del centro de Kenya. Landsberg et. al. (1959) en su estudio de precipitación anual para Woodstock College, Maryland notó que el espectro de precipitación revelaba solamente desvios menores de la aleatoriedad, el más notable el cual consiste de una modesta inflación de varianza en períodos más grande a los 2 años. Estas fluctuaciones fueron encontradas también por Doberitz (1967) en su estudio de lluvia sobre las Islas Ecuatoriales del Pacífico, Bunting et. al. (1976) para el oeste de Africa y Tyson (1971) para un número grande de estaciones de Sur Africa. Es también importante notar que Berlage (1957) analizando fluctuaciones de la circulación general encontró un pico en 3-3.5 años en la región de Indo-Pacífico como un fenómeno sobresaliente. Esto implicaría que la fluctuación de 3.5 años, menos evidente en esta región, también tiene un origen físico, en vez de ser debidos a fluctuaciones puramente al azar.

Luego del estudio presentado en esta sección de la lluvia mensual y anual en el período (1906-1977), se puede concluir que las series son homogéneas tanto espacial como temporalmente. Existe una tendencia en presentar inhomogeneidad en verano, especial y singularmente en enero, esto puede ser debido a que los principales mecanismos de producción de lluvia en esta época del año, son debidos a procesos

Capítulo 5

convectivos en cortos intervalos de tiempo y espacio. A su vez, los valores extremos, especialmente los máximos, son los que muestran signos de no-homogenidad aún en distancias cortas.

Capítulo 6

Kappa, que explica datos que poseen grandes colas, describiendo mejor ciertas cantidades de lluvias, comparada con Gamma y Log-normal, siendo la estimación de sus parámetros más fácil que las funciones mencionadas. Esta distribución está dada por la ecuación:

$$f(x) = (\alpha/\beta)[\alpha + (x/\beta)^\alpha]^{-(\alpha+1)/\alpha} \quad x \geq 0.$$

Otra distribución usada satisfactoriamente para datos de precipitación en cortos intervalos de tiempo, causados por lluvias convectivas o experimentos de modificaciones del tiempo, es la Log-normal (Mielke y Johnson, 1973).

Suzuki (1980) y Gupta y Panchapakesan (1980) proponen a las distribuciones Gamma, Log-normal, Weibull y las funciones del tipo Kappa como aquellas que ajustan satisfactoriamente a los datos de precipitación. Wong (1977) comparó las distribuciones mencionadas anteriormente usando 5 conjuntos de datos de Alberta, encontrando que la distribución Weibull es una alternativa razonable para describir los datos de precipitación en esa región. En la República Argentina, Nuñez (1987) ajustó distintas funciones teóricas a la precipitación mensual de la región semiárida pampeana, siendo los mejores ajustes la distribución Normal raíz cúbica y la Gamma incompleta. Krepper et. al. (1989) analizaron el comportamiento de los momentos de 3º y 4º orden de la precipitación mensual en la región pampeana y los compararon con las distribuciones teóricas Weibull, Gamma y Log-normal, siendo la distribución tipo Weibull quien ajustaba mejor las distribuciones empíricas de esas estaciones.

La mayoría de estos modelos son seleccionados en función de la forma que presenta su distribución teórica siendo sus parámetros puramente empíricos con poca o ninguna significancia física. Revfeim (1982 a), siguiendo los trabajos empíricos de Le Cam (1961), Buishand (1977) y Öztürk (1981), derivó una distribución teniendo en cuenta los mecanismos físicos que producen el fenómeno estudiado. Este modelo teórico se basa en la suposición de que la lluvia es un evento producido por chaparrones o tormentas instantáneas de acuerdo a un proceso Poisson y que la cantidad de precipitación caída en cada tormenta es independiente y está distribuida exponencialmente. Esta suposición se puede aplicar, como una primera aproximación, a los eventos de lluvias, ya que para la mayoría de los

DISTRIBUCION DE LA LLUVIA Y SU REGIONALIZACIÓN

6.1. Distribución de Frecuencias Teóricas - Revisión

Varias funciones han sido propuestas como modelos de distribución de probabilidad teórica para los totales de precipitación. Entre estos modelos de probabilidad el más usado es la distribución Gamma, la cual es un caso especial de la distribución Pearson tipo III cuando el parámetro de ubicación es cero. Su función de densidad está dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\beta^\Gamma \Gamma(\Gamma)} x^{\Gamma-1} \exp(-x/\beta), \quad \Gamma, \beta > 0, x > 0,$$

donde Γ y β son los parámetros de la distribución, forma y escala respectivamente.

Esta distribución fue usada como modelo por Barger y Thom (1949), Mooley y Crutcher (1968), Simpson (1972), Thom y Vestal (1968), entre otros. Suzuki (1964) propone la distribución Hipergamma de 3 parámetros como un modelo generalizado de la distribución Gamma, la cual ajusta adecuadamente a los datos de precipitación para varios intervalos de tiempo:

$$f(x) = [\alpha \beta^{\nu/\alpha} / \Gamma(\nu/\alpha)] \exp(-\beta x^\alpha) x^{\nu-1} \quad x \geq 0,$$

donde α , β y ν son los parámetros de la distribución.

Debido a que la solución inversa de la distribución Gamma no es fácil de calcular, varios autores han propuesto modelos alternativos que expliquen distribuciones empíricas asimétricas con grandes colas como es el caso de la precipitación. Entre ellos, se puede mencionar a Mielke (1973) quien introdujo un modelo de distribución de dos parámetros y asimetría positiva, distribución

máxima de este modelo es analizar si esta ley aplicable en tiempos mayores a 1 mes, es transferible a escalas menores, debido a que no siempre se tiene la posibilidad de usar todos los archivos pluviométricos.

6.3. Planteo del Modelo

Se puede demostrar que cualquier función de una variable al azar es nuevamente una variable. Por lo tanto, cualquier distribución de frecuencia puede ser transformada en una distribución de forma dada, usando una adecuada transformación o relación funcional. En el caso de las transformaciones equiprobables, esto puede ser hecho sin conocer la forma funcional de la transformación.

Debido al hecho que las curvas normales son modelos simples matemáticamente, un gran número de técnicas estadísticas y tablas han sido desarrolladas para verificar la distribución de los datos. La distribución Normal es de reconocido valor como una primera aproximación para algunas variables meteorológicas, a pesar que en la mayoría de los casos no puede ser aplicada con rigor. En el caso particular de la precipitación se necesita un tratamiento especial para encontrar una relación lineal entre la precipitación y la escala de probabilidad normal.

Si $y^{\frac{1}{c}}$ tiene una distribución Normal, luego el conocimiento del valor de c puede dar un indicio de la forma como la naturaleza está siendo combinada para producir el valor observado de y . Stidd (1953, 1968) y Nick (1974) encontraron que los datos de precipitación comunmente pueden ser ploteados como una línea recta sobre un diagrama donde la ordenada es la raíz cúbica y la abscisa su probabilidad. Esta característica indica que la raíz cúbica de la precipitación está distribuida normalmente y por lo tanto, es el producto de tres funciones que se pueden asociar con tres variables atmosféricas. No se han dado pruebas matemáticas de este concepto, pero el mismo autor (Stidd, 1970) genera computacionalmente una serie temporal estacionaria, la cual ha sido modificada por procesos análogos a aquellos que producen la precipitación. Los resultados obtenidos tienen las características de las distribuciones de los datos de precipitación y obtiene una explicación cuantitativa

regímenes son de corta duración comparado con el tiempo ocurrido entre ellos (Revfeim, 1983 a). La función de probabilidad de los totales de lluvia mensuales (Revfeim, 1982 a) es:

$$f(x : \rho, \mu) = \exp(-\rho - x/\mu) y I_1(y)/2x$$

donde $y = 2(\rho x/\mu)^{1/2}$ y $I_1(y)$ es la función de Bessel modificada de orden 1. La media y la desviación estandar de los datos de precipitación pueden ser escritos en términos de los parámetros de la distribución de la siguiente manera:

$$\bar{x} = \rho\mu \quad s^2 = 2\rho\mu^2 \quad a = \frac{3}{(2\rho)^{1/2}}$$

ρ = numero de eventos sinopticos, μ = cantidad media de lluvia por evento

Thompson (1984) utilizó este modelo para estudiar la homogeneidad de los totales mensuales de lluvia en Nueva Zelandia. Revfeim lo aplicó satisfactoriamente al análisis de las precipitaciones extremas producidas en 1-hora (1982 b), lluvias mensuales extremas (1983 b) y totales de lluvias anuales (1990, 1991).

Hacer un diagnóstico climático regional requiere de modelos puntuales lo más simple posibles y que tengan una teoría conocida, es debido a ello que generalmente se elige a la distribución normal. Esto varía si el objetivo es el de ajustar modelos en un punto, para ciertas propiedades específicas de la lluvia, como podría ser los extremos.

6.2. Objetivos

El objetivo principal de esta sección es encontrar un modelo simple y "único" para la precipitación, que sea transferible de una a otra escala temporal y verificar si este modelo tiene validez regional.

Para llevar a cabo este objetivo se analizan escalas especiales (raíz n-ésima de la cantidad de lluvia) para encontrar la "mejor transformación" que normalice (modelo simple) las distribuciones de la precipitación para diferentes escalas de tiempo y luego, determinar la relación entre la lluvia y su duración. La utilidad

para la asimetría, verificando la hipótesis anterior.

6.4. Estimación del modelo

6.4.1. Cantidades mensuales

Para este estudio, los valores mensuales de precipitación fueron llevados a períodos de tiempo de 31 días. Inicialmente, se trabaja con "cantidades mensuales", en donde la información fue agrupada de la siguiente manera: para una unidad definida de k meses, se sumó k datos comenzando en el mes i y luego a partir del mes $i+1$ se reitera la operación, obteniendo una serie donde cada término representa k meses. Este procedimiento se realiza para k desde 1 a 12 meses, con el fin de contar con la mayor cantidad de datos posibles. Este procedimiento tiene por un lado, la ventaja de que el ciclo estacional deja de tener su fuerte predominio, al estar incluyendo en toda la muestra tanto los máximos como los mínimos y por el otro, la desventaja de que los datos transformados dejan de ser independientes.

Para cada estación, las distribuciones para diferentes "cantidades de lluvia" ($k = 1, 2, \dots, 12$ meses) son ploteadas en un gráfico donde la ordenada es la lluvia ($C=1$), raíz cuadrada ($C=2$) y cúbica ($C=3$) y la abscisa es la probabilidad normal o la desviación normal t . En la Figura 6.1 a) se puede observar el comportamiento de las funciones de frecuencias (ojivas) del dato original ($C=1$) para las estaciones Jeppener, O.C.B.A., Azul y Las Flores. Estas estaciones describen el comportamiento global de la región. En general, se observa que el dato sin modificar presenta normalidad pero truncada, debido a que los datos no son simétricos alrededor del cero. Los valores máximos son los que se alejan de la regresión lineal, encontrándose un pequeño grado de convergencia; idéntico resultado fue hallado por Stidd (1953). Cuando se aplicaron las distintas transformaciones se observa que *la raíz cuadrada elimina esta convergencia, presentando las distintas cantidades mensuales mayor paralelismo (Figura 6.1 b)*. La transformada raíz cúbica modifica la distribución de los datos de forma tal que hace que la convergencia este presente en los valores máximos (ver por ejemplo estación Azul, Figura 6.1 c). De estas

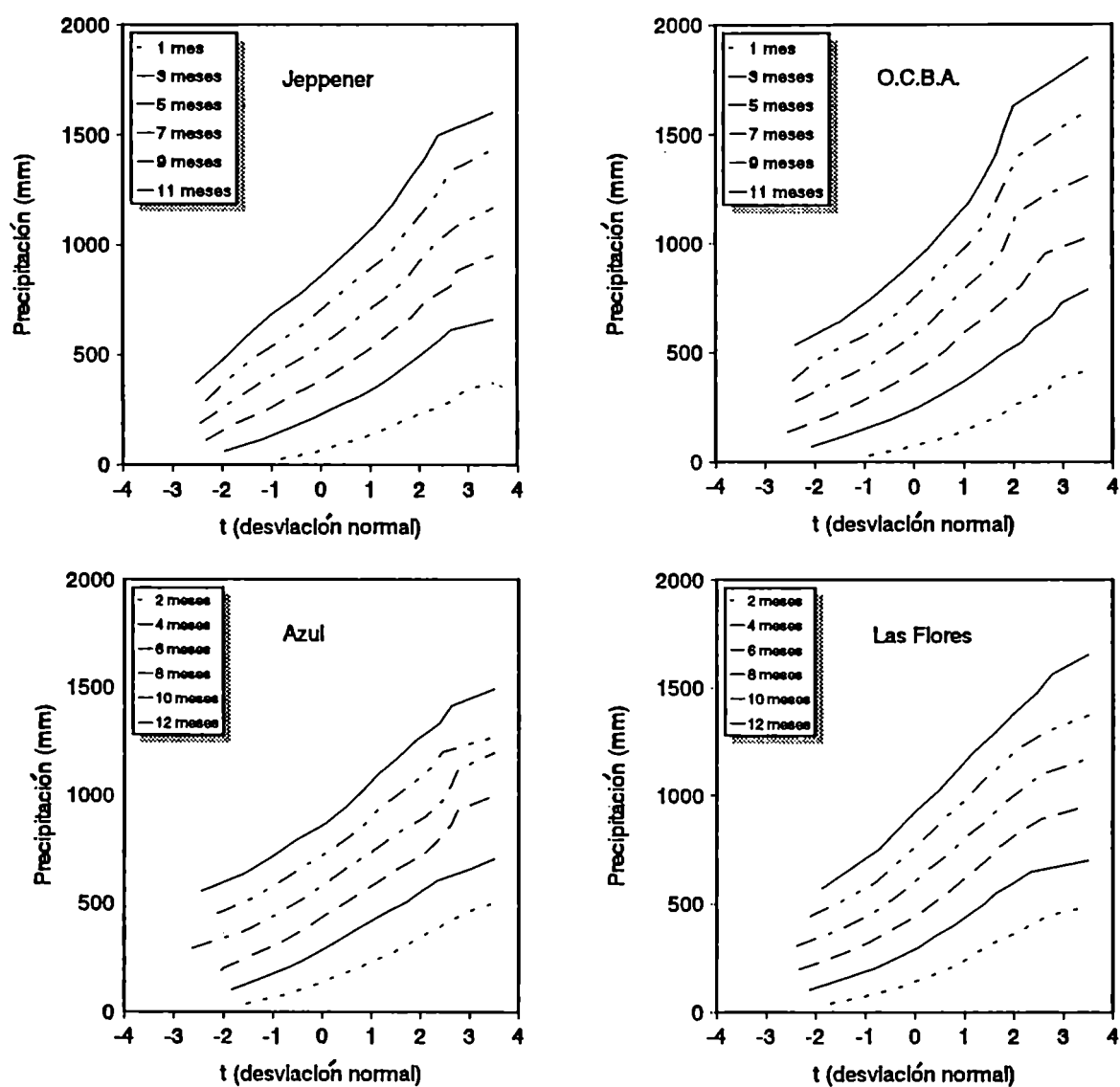


Figura 6.1 a): Distribución de la precipitación para diferentes cantidades mensuales, para cuatro estaciones, en un diagrama de probabilidad lineal.

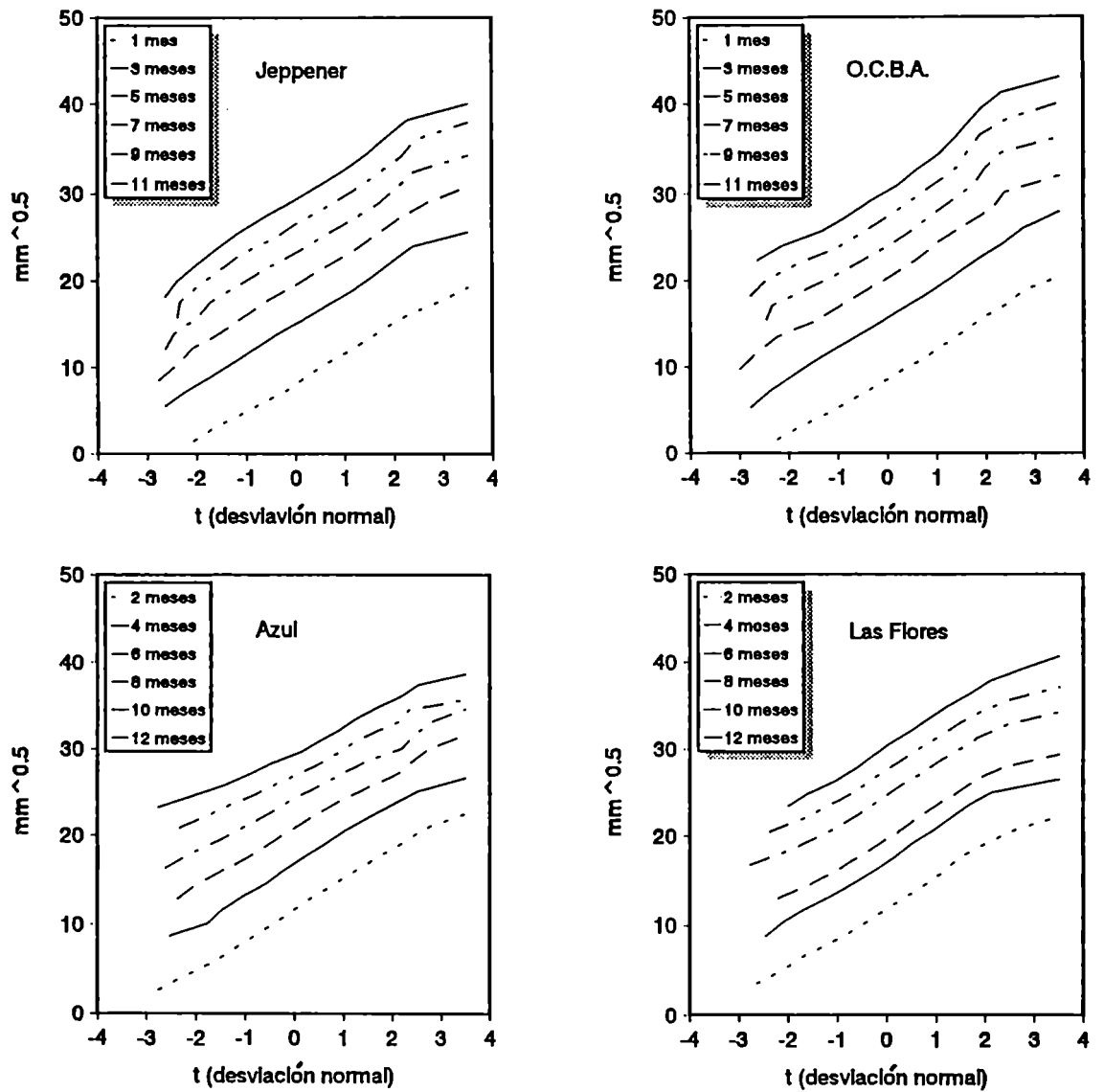


Figura 6.1 b): Distribución de la precipitación para diferentes cantidades mensuales, para cuatro estaciones, en un diagrama de probabilidad raíz cuadrada.

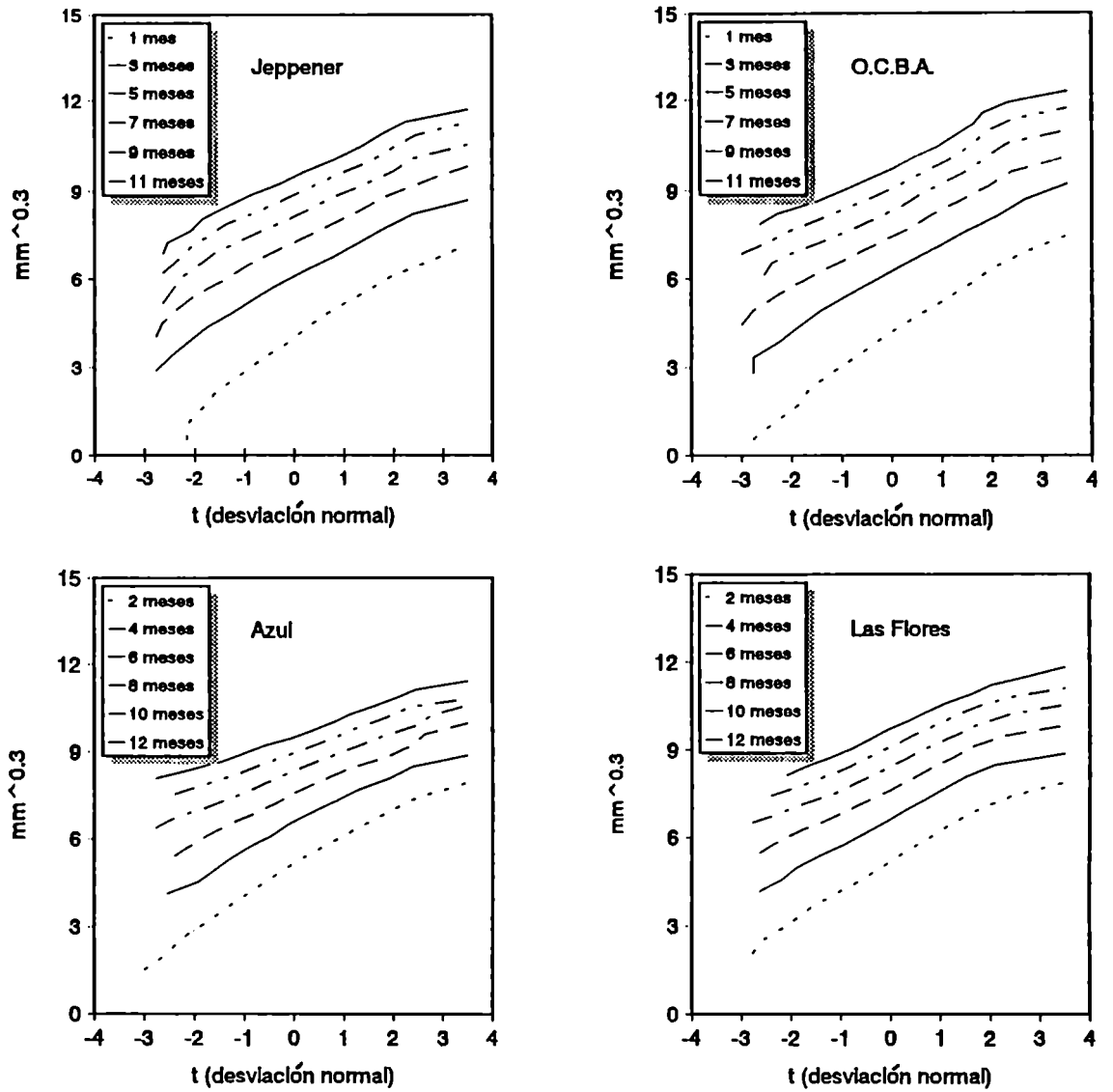


Figura 6.1 c): Distribución de la precipitación para diferentes cantidades mensuales, para cuatro estaciones, en un diagrama de probabilidad raíz cúbica.

figuras se puede observar como se va modificando la distribución de los datos originales (cambio de la pendiente en las curvas) y por lo tanto su asimetría, a medida que se aplican las distintas transformaciones.

Los valores observados en estas gráficas para cada estación y cantidad de lluvia son ajustados por cuadrados mínimos y los parámetros de la regresión lineal (pendiente y ordena al origen) son analizados estadísticamente. En primera instancia se calcula el estadístico χ^2 para verificar si estas distribuciones empíricas, rectas en un gráfico normal, pueden ser ajustadas por dicha distribución teórica. Los resultados, no mostrados, confirman que, para cada una de las cantidades mensuales y estaciones, el dato original como sus dos transformadas tienen distribuciones normales (región crítica = 5%). Por lo tanto, a pesar de presentar el dato original asimetría ésta no es lo suficientemente grande como para que los datos sin transformar no presenten normalidad.

En la teoría, las líneas deberían ser paralelas ya que el cruce de dos rectas conduciría a un absurdo, debido a que más allá del punto de intersección, las cantidades esperadas para igual probabilidad para un período corto serían más grandes que el correspondiente valor para un período mas largo. En la práctica, como se puede observar en la Figura 6.1 a), las curvas se cortan debido a que, como se dijo anteriormente, la serie de precipitación es truncada. Bajo esta hipótesis de paralelismo, se analiza la pendiente de las 12 cantidades mensuales de cada estación y transformada ($C = 1, 2$ y 3). Dado que la pendiente de cada curva es proporcional al valor de la cantidad mensual que se está analizando, el valor de la misma disminuye de 1 a 2 ordenes de magnitud al pasar del dato original a sus transformadas. Una medida de variabilidad de la misma, comparable en los 3 casos ($C = 1, 2$ y 3) es el error relativo de la pendiente. De la Tabla 6.1 se puede observar que, en todas las estaciones la variabilidad de la pendiente media es menor en el caso de la raíz cuadrada, siendo esta transformada la que presenta mayor paralelismo entre las distintas cantidades mensuales (Figura 6.1).

Tabla 6.1: Estimación de la pendiente media (b) y su error relativo de las cantidades mensuales, para cada familia de distribución (estación).
(Dato original: C=1, Raíz cuadrada: C=2, Raíz cúbica: C=3)

Estación	C=1		C=2		C=3	
	b	Error	b	Error	b	Error
Azul	139.66	0.23	3.08	0.17	0.78	0.48
OCBA	181.93	0.43	3.58	0.03	0.87	0.29
Lamadrid	131.09	0.36	3.19	0.06	0.84	0.34
Ranchos	172.55	0.37	3.62	0.04	0.90	0.31
Dolores	151.67	0.51	3.22	0.09	0.80	0.31
Guerrero	171.92	0.43	3.46	0.07	0.85	0.28
Cacharí	135.75	0.28	3.03	0.13	0.76	0.48
Chascomús	182.74	0.48	3.65	0.11	0.89	0.30
Flores	148.00	0.46	3.20	0.04	0.80	0.37
Jeppener	162.97	0.42	3.53	0.05	0.89	0.27

Una forma de corroborar este resultado es analizando si las 12 pendientes de cada familia de distribución están representadas por su valor medio. Esta hipótesis es testeada a través del análisis de covarianza (Brownlie, 1965) (Apéndice), bajo la siguiente hipótesis nula:

$$H_0 : b_{1,j} = b_{2,j} \dots = b_{i,j} = \dots = \bar{b}_j$$

i = cantidad mensual, j = 1, ..., 10 (estaciones)

Antes de la aplicación de este test es necesario analizar la heterogeneidad de las varianzas de las rectas. El test de Batlett (Brownlie, 1965) (Apéndice) compara dichas varianzas por medio de χ^2 bajo la hipótesis nula:

$$H_0 : \sigma_{1,j} = \sigma_{2,j} \dots = \sigma_{i,j} = \dots = \bar{\sigma}_j$$

i = cantidad mensual, j = 1, ..., 10 (estaciones)

La Tabla 6.2 presenta el valor empírico del estadístico χ^2 para cada estación y transformada (C = 1, 2 y 3). Si bien no existe una transformada donde todas las estaciones acepten la hipótesis nula, la raíz cuadrada es en donde más estaciones,

Capítulo 6

60%, el valor del χ^2 empírico es menor al teórico (región crítica 5 %). A su vez, independientemente de la aceptación del test, es la transformada que presenta en la mayoría de las estaciones el menor valor del estadístico (70%).

Tabla 6.2: Estimación del estadístico X^2 para cada transformación (C=1, C=2, C=3) y estación, para las cantidades de lluvia.

Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	32.51	27.44	64.89
OCBA	36.10	44.25	5.31
Lamadrid	40.24	30.51	37.99
Ranchos	8.06	14.13	13.53
Dolores	36.77	6.67	26.24
Guerrero	26.14	12.82	71.93
Cacharí	28.47	11.59	12.03
Chascomús	17.30	10.22	61.04
Flores	20.54	7.23	20.47
Jeppener	16.31	25.15	8.91

Asumiendo homogeneidad en las varianzas mensuales, se procedió a testear la hipótesis si las 12 distribuciones de cada estación podían estar representadas por su pendiente media. La Tabla 6.3 presenta el valor del estadístico de Fisher empírico con el cual se realizó el análisis de covarianza. Se puede observar que, para el caso de la raíz cuadrada, sólo dos estaciones, Azul y Chascomús, rechazan la hipótesis ($\nu_1 = 9$, $\nu_2 = 110$, región crítica = 2.5 y 1 %).

Tabla 6.3: Estimación del estadístico de Fisher, para las distintas cantidades mensuales, cada estación y transformada (C=1, C=2, C=3).

Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	17.46	16.38	59.24
OCBA	22.43	1.78	19.01
Lamadrid	30.74	0.69	16.68
Ranchos	28.26	1.19	15.81
Dolores	81.33	0.20	13.25
Guerrero	40.54	0.13	15.75
Cacharí	28.02	0.31	27.72
Chascomús	59.86	16.28	18.43
Flores	49.23	2.08	17.63
Jeppener	64.21	0.53	0.15

Por lo tanto, se elige a la transformada raíz cuadrada como modelo estadístico simple que normaliza y mantiene paralelismo en los datos de precipitación de la distintas variables (1 mes, 2 meses,...) y estaciones. De esta forma, la familia entera de cada estación puede ser representada como una línea recta, cambiando en cada caso la ordenada al origen. Este resultado nos está indicando que cada estación presenta idéntica variabilidad para distintas cantidades mensuales.

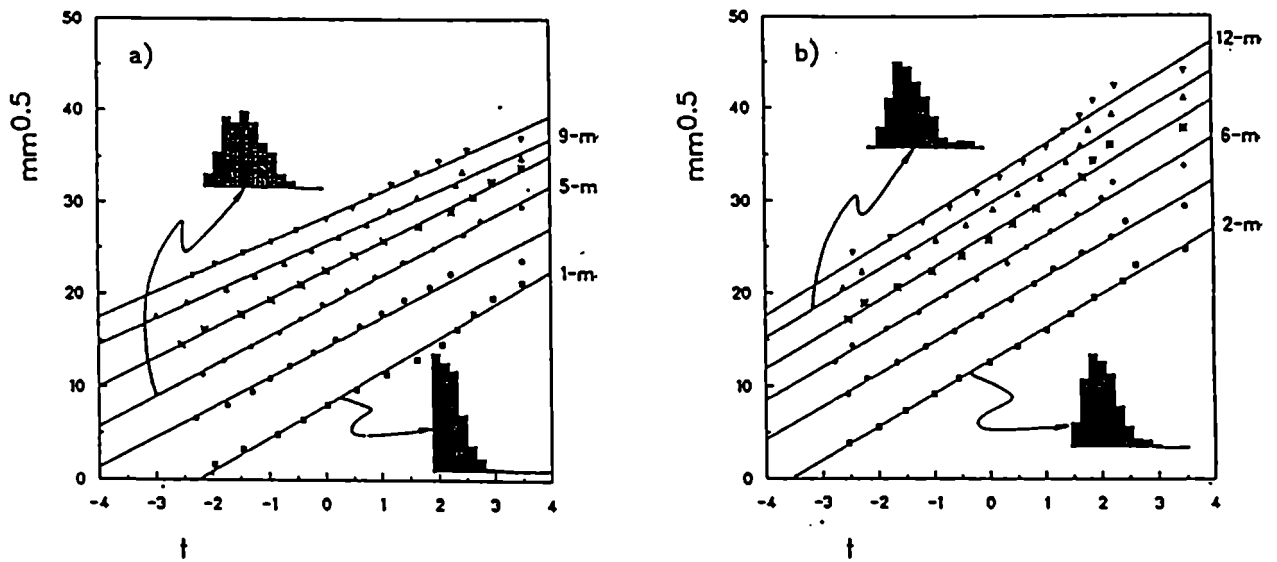


Figura 6.2: Distribución de la precipitación para diferentes cantidades mensuales, a) Azul (1-, 3-, 5-, 7-, 9-, 11-meses) y b) Observatorio Central (2-, 4-, 6-, 8-, 10-, 12-meses), en un diagrama de probabilidad raíz cuadrada. Las líneas sólidas fueron ajustadas por cuadrados mínimos.

La Figura 6.2 muestra, como ejemplo, los resultados finales de dos familias de distribución (Azul y OCBA) linealizadas por el uso de la raíz cuadrada de la precipitación. Los histogramas ilustran el grado de variedad de asimetría encontrados en los datos de precipitación. Las líneas sólidas representan 1-, 2-, hasta 12 meses de cantidades de lluvias (ajustados por cuadrados mínimos). La ordenada al origen está representando el comportamiento de la mediana (desviación normal

$t=0$) y la pendiente es proporcional a la desviación estándar de la raíz cuadrada y compara rangos de lluvia para el mismo intervalo de probabilidad.

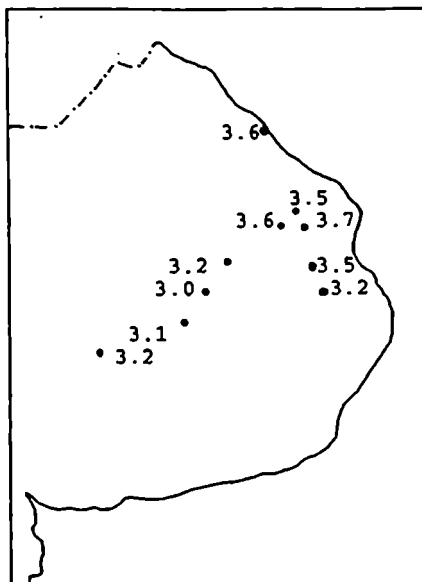


Figura 6.3: Pendiente media de la regresión lineal de cada estación para la transformada raíz cuadrada

Analizando el comportamiento regional de la pendiente media de cada familia de distribución (estación) se puede observar que existe un leve gradiente dirigido hacia el sudoeste, mostrando la variabilidad espacial de la precipitación en la región (Figura 6.3). Sin embargo, esta variabilidad no es estadísticamente significativa ($\bar{b} = 3.36$, $\sigma = 0.22$). Por lo tanto, *todas las estaciones presentan idéntica variabilidad para distintas cantidades mensuales, formando parte de una región climáticamente homogénea.*

El uso de funciones normalizadoras para la descripción de una distribución tiene la ventaja de dar algún indicio de las causas físicas de la distribución. En este caso, el uso de la raíz cuadrada sugiere que la lluvia es una función del producto de dos parámetros distribuidos normalmente e intercorrelacionados. En la escala de tiempo que se está trabajando, estos pueden ser los *movimientos verticales* y el *contenido de humedad en el aire*. Por otro lado, esta teoría fija el tipo de distribución que debieran tener estas dos variables.

6.4.2. Meses del año

Luego, se analiza como actúa la onda anual en estos modelos o sea, se evalúa el comportamiento anual de la ordenada al origen y la pendiente y de los modelos que ellos tienen. Por lo tanto, para el caso de las lluvias mensuales, cada mes por separado, se realizan los mismos cálculos que para las cantidades mensuales, se plotéa la información en un diagrama normal y las distintas curvas fueron ajustadas por cuadrados mínimos. En la Figura 6.4 se presentan como ejemplo las estaciones O.C.B.A. y Dolores, para el dato original y sus dos transformadas. Se puede observar que si bien el dato original nuevamente presenta normalidad, existen meses con mayor variabilidad y dispersión, resultado que se corrobora con valores más altos del estadístico χ^2 , resultado no mostrado. Cuando se analiza el paralelismo de las curvas para cada una de las transformaciones, a través del error relativo, (Tabla 6.4) y el test de Fisher (Tabla 6.5), previa aceptación de la heterogeneidad de las varianzas (Tabla 6.6), se puede observar que *la raíz cuadrada es la transformada que remueve mejor la asimetría, manteniendo paralelismo entre las ojivas.*

Tabla 6.4: Estimación de la pendiente media (b) y su error relativo del estudio de los meses, para cada familia de distribución (estación).
(Dato original: C=1, Raíz cuadrada: C=2, Raíz cúbica: C=3)

Estación	C=1		C=2		C=3	
	b	Error	b	Error	b	Error
Azul	63.41	0.67	2.80	0.23	0.95	0.24
OCBA	66.28	0.45	2.92	0.19	0.95	0.08
Lamadrid	51.19	0.41	2.63	0.14	0.94	0.23
Ranchos	62.61	0.54	2.89	0.23	1.00	0.18
Dolores	56.97	0.47	2.68	0.26	0.90	0.25
Guerrero	53.25	0.56	2.71	0.20	0.95	0.16
Cacharí	60.22	0.69	2.77	0.36	0.94	0.25
Chascomús	60.73	0.59	2.87	0.22	1.00	0.17
Flores	58.38	0.29	2.77	0.11	0.94	0.17
Jeppener	59.85	0.60	2.84	0.25	0.98	0.21

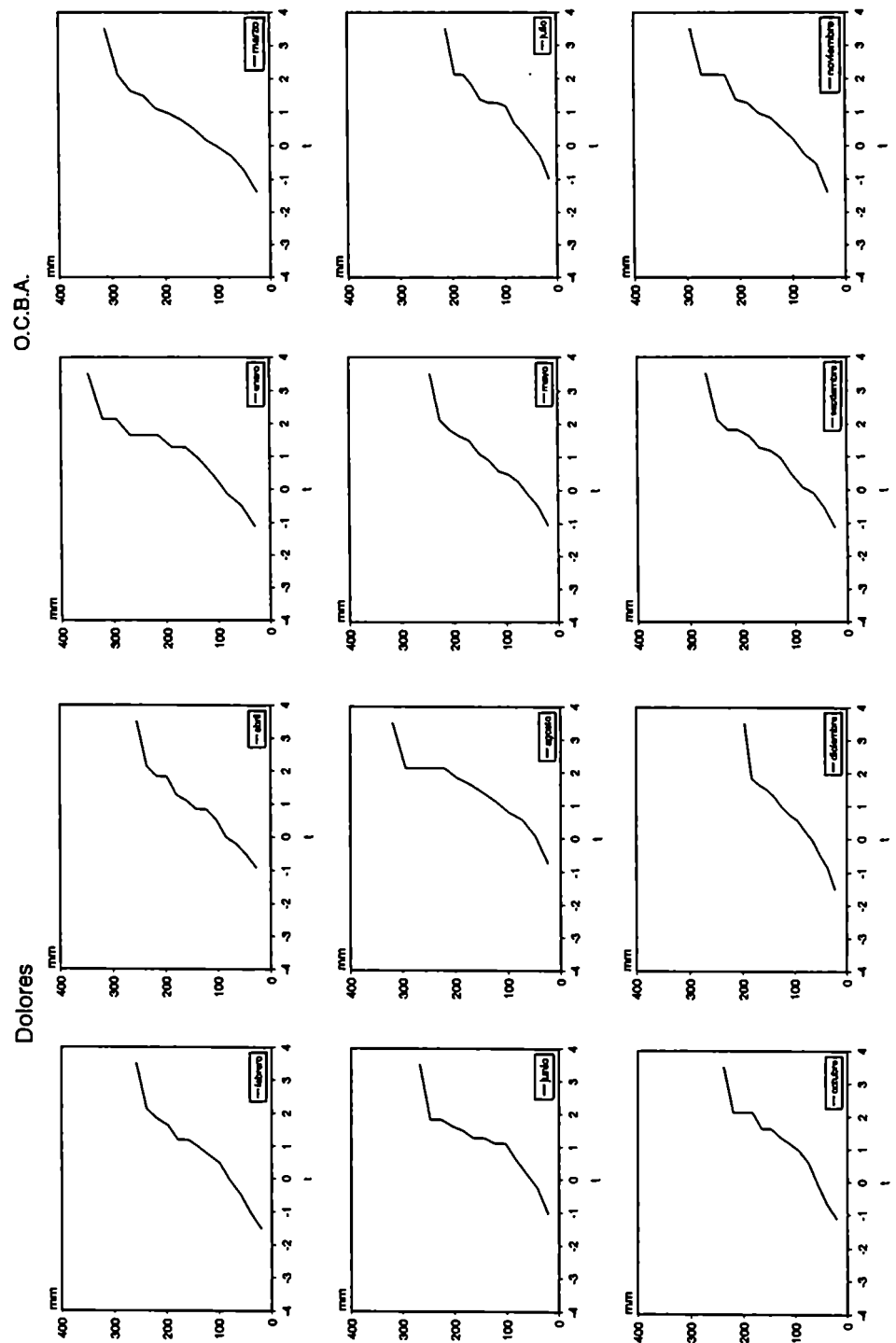


Figura 6.4.a): Distribución de las lluvias mensuales en un gráfico de probabilidad lineal. Para el caso de dos estaciones: Dolores (meses pares) y O.C.B.A. (meses impares).

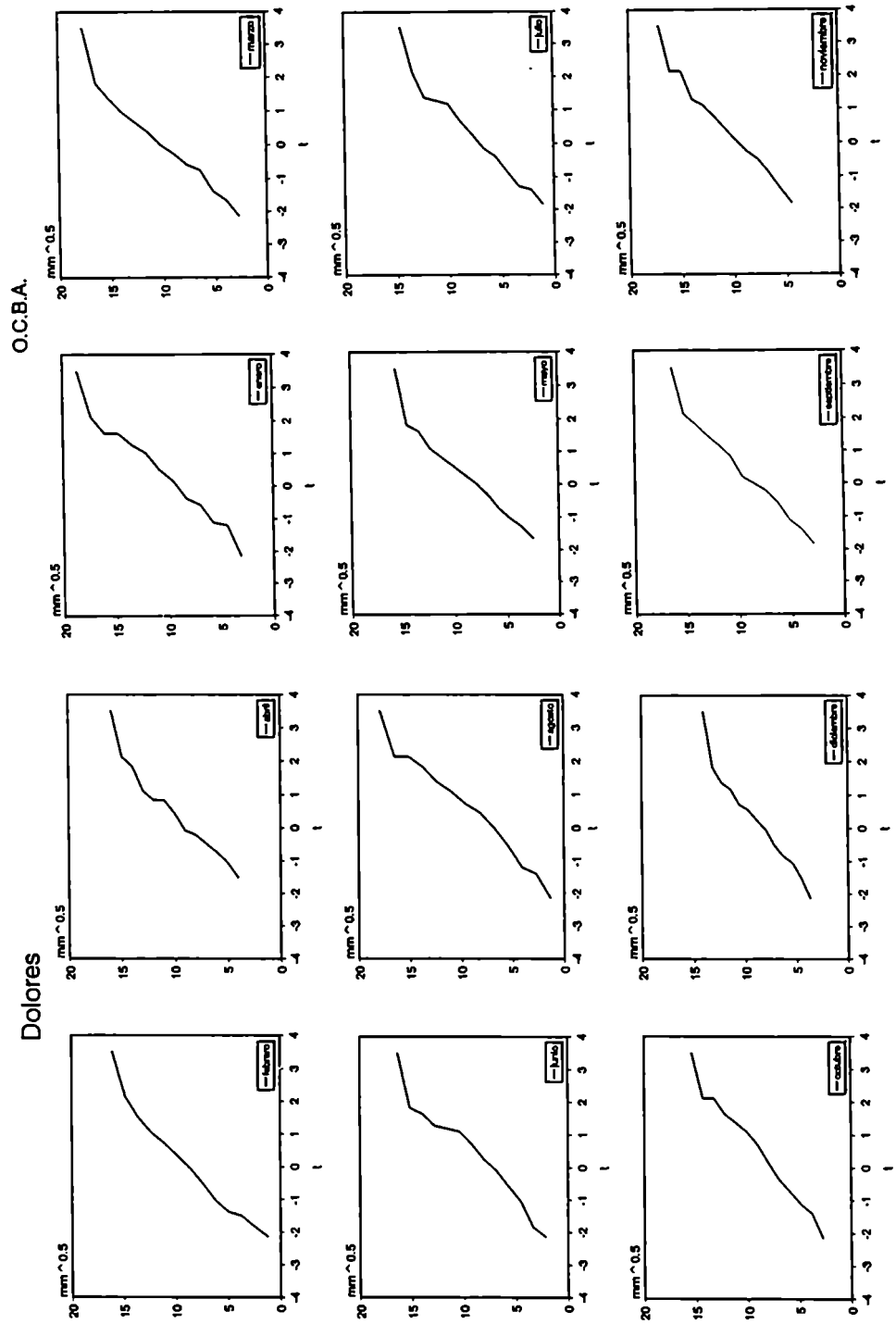


Figura 6.4.b): Idem Figura 6.4.a) en un gráfico raíz cuadrada.

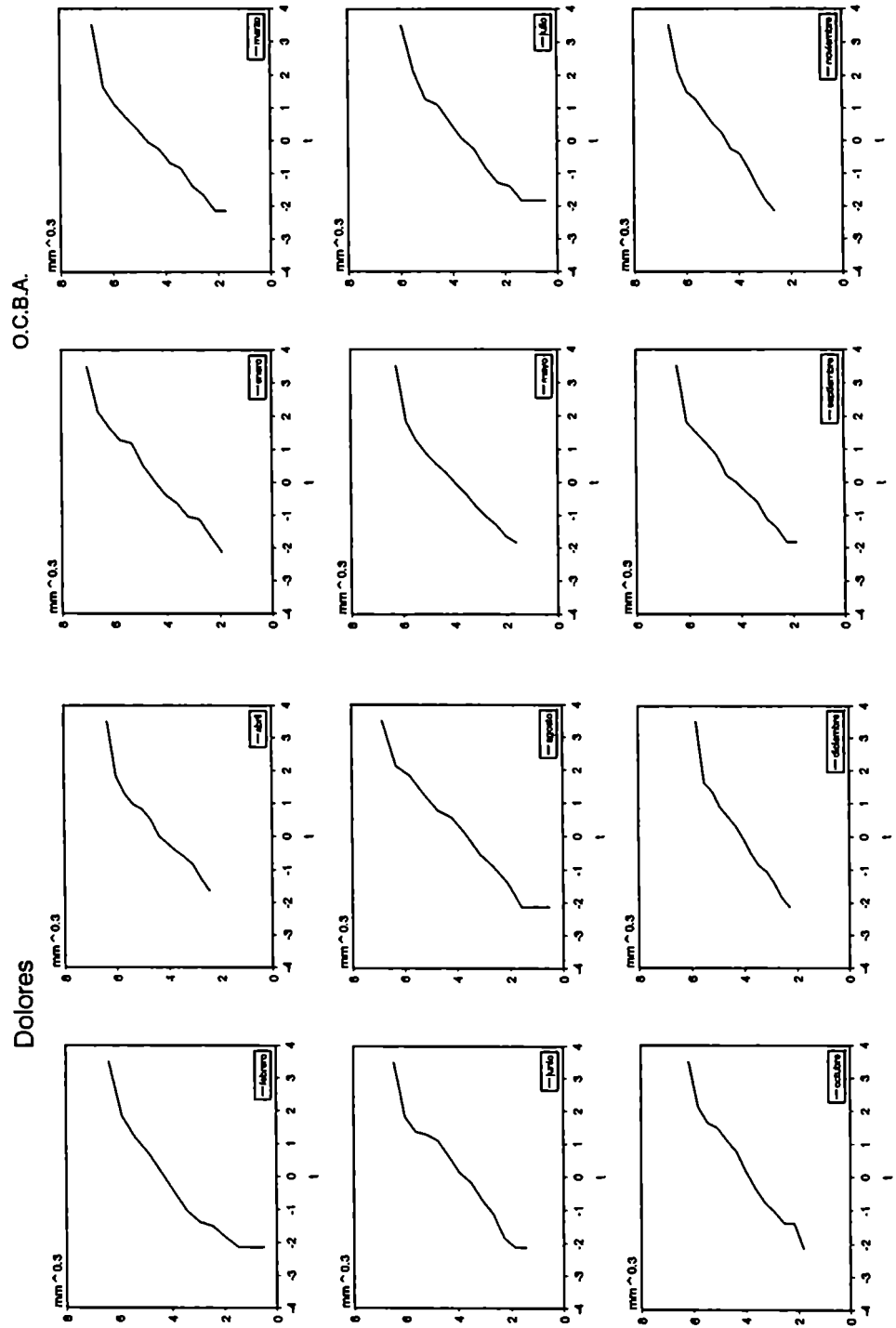


Figura 6.4.c): Idem Figura 6.4.a) en un gráfico raíz cúbica.

Tabla 6.5: Estimación del estadístico X^2 para cada mes en particular y para cada transformación (C=1, C=2, C=3) y estación.

Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	83.28	22.08	39.92
OCBA	25.46	6.73	10.88
Lamadrid	15.41	8.54	25.95
Ranchos	45.95	8.66	18.40
Dolores	25.63	6.27	18.08
Guerrero	13.15	6.82	18.56
Cacharí	45.97	7.07	28.87
Chascomús	18.55	8.03	13.24
Flores	19.58	13.35	28.78
Jeppener	7.44	9.46	25.68

Tabla 6.6: Estimación del estadístico de Fisher, para cada uno de los meses del año, estación y transformada (C=1, C=2, C=3).

Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	0.11	0.16	0.21
OCBA	0.20	0.46	0.97
Lamadrid	0.23	0.63	0.39
Ranchos	0.10	0.17	0.47
Dolores	0.12	0.20	0.28
Guerrero	0.15	0.50	1.08
Cacharí	13.02	0.16	0.31
Chascomús	0.11	0.30	0.69
Flores	0.29	0.62	0.68
Jeppener	0.12	0.26	0.33

6.4.3. Estaciones del año

Para el caso de las lluvias estacionales, verano (DEF), otoño (MAM), invierno (JJA) y primavera (SON), se realiza el mismo procedimiento que para las lluvias mensuales y cantidades mensuales. La Figura 6.5 muestra las distribuciones para el dato original y sus dos transformadas, para las estaciones Guerrero, Las Flores, Dolores y Lamadrid. Se puede observar que *la asimetría en todas las estaciones astronómicas y estaciones meteorológicas es efectivamente removida por el uso de la raíz cuadrada*. Hay una tendencia en las líneas ploteadas a mostrar un cambio de pendiente en otoño y en algunas estaciones también en verano, líneas rectas en los gráficos. Esto puede deberse a las lluvias convectivas prevalentes en esa época del año. A pesar de las diferencias encontradas en verano y otoño, cuando las pendientes para cada estación son testeadas estadísticamente las distribuciones pueden ser representadas por su pendiente media (Tablas 6.7, 6.8 y 6.9).

Tabla 6.7: Estimación de la pendiente media (b) y su error relativo, para cada estación del año y familia de distribución (estación).

(Dato original: C=1, Raíz cuadrada: C=2, Raíz cúbica: C=3)

Estación	C=1		C=2		C=3	
	b	Error	b	Error	b	Error
Azul	80.08	0.06	2.56	0.05	0.70	0.11
OCBA	109.88	0.36	3.06	0.16	0.82	0.25
Lamadrid	70.26	0.16	2.49	0.07	0.70	0.16
Ranchos	110.73	0.29	3.20	0.11	0.85	0.06
Dolores	87.98	0.17	2.74	0.12	0.74	0.10
Guerrero	101.15	0.29	2.94	0.17	0.78	0.15
Cacharí	83.47	0.12	2.66	0.07	0.73	0.08
Chascomús	105.26	0.21	3.07	0.11	0.83	0.08
Flores	92.78	0.24	2.82	0.12	0.78	0.13
Jeppener	102.42	0.12	3.08	0.05	0.84	0.11

Tabla 6.8: Estimación del estadístico X^2 para las estaciones del año, transformación (C=1, C=2, C=3) y estación.

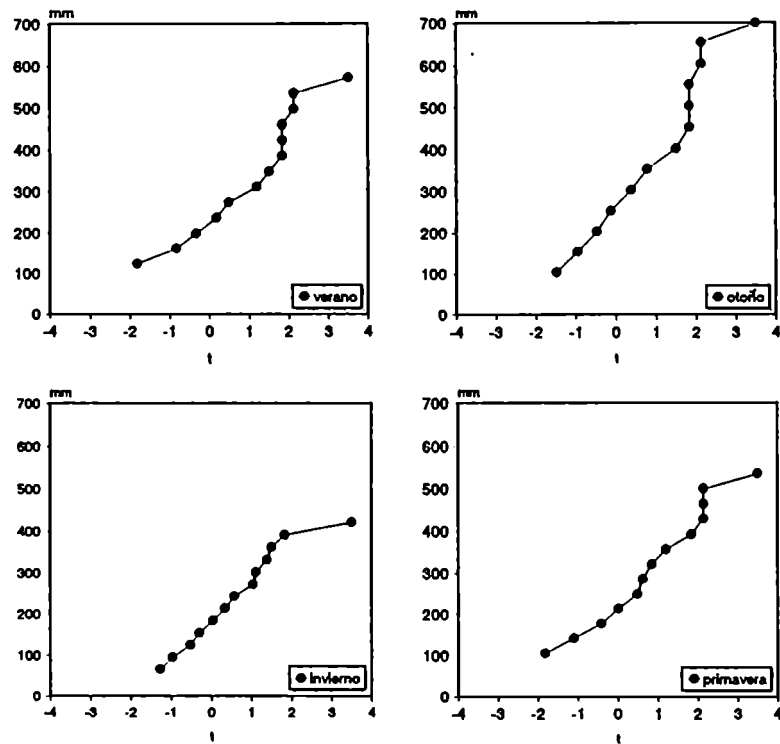
Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	1.00	3.35	0.85
OCBA	0.09	0.17	0.14
Lamadrid	0.27	0.90	0.56
Ranchos	0.16	0.44	0.81
Dolores	0.22	0.39	0.43
Guerrero	0.18	0.25	0.26
Cacharí	0.33	2.73	1.65
Chascomús	0.17	0.48	0.65
Flores	0.15	0.40	0.46
Jeppener	0.43	1.81	0.85

Tabla 6.9: Estimación del estadístico de Fisher, para cada estación del año, estación y transformada (C=1, C=2, C=3).

Estación	C=1	C=2	C=3
Azul	3.05	2.35	3.77
OCBA	4.25	5.45	9.58
Lamadrid	0.70	1.45	2.97
Ranchos	13.65	2.89	3.48
Dolores	3.43	5.40	6.12
Guerrero	3.90	4.86	6.29
Cacharí	1.84	2.80	4.14
Chascomús	9.87	2.42	6.35
Flores	2.53	0.51	3.60
Jeppener	4.29	5.75	7.61

Capítulo 6

Guerrero



Las Flores

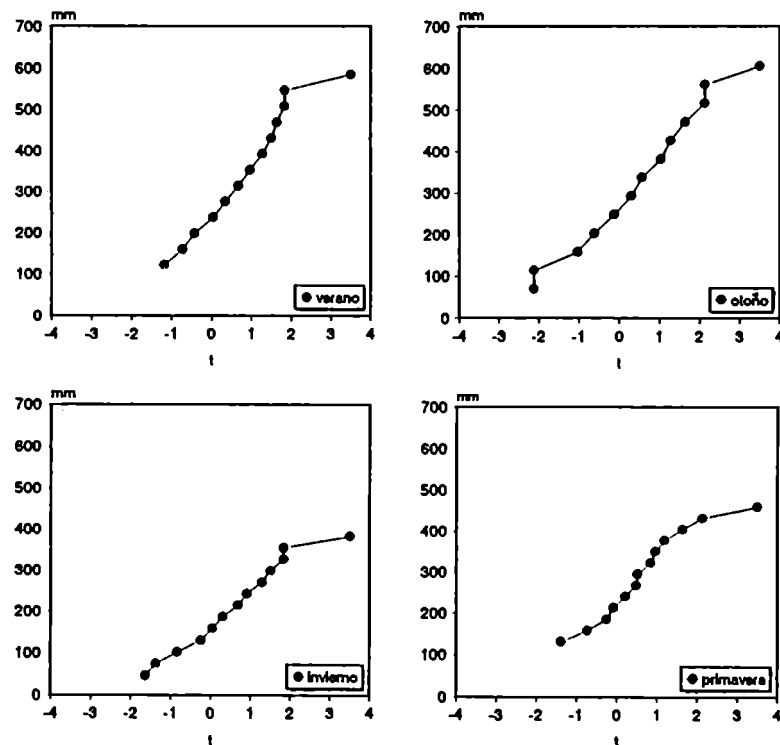
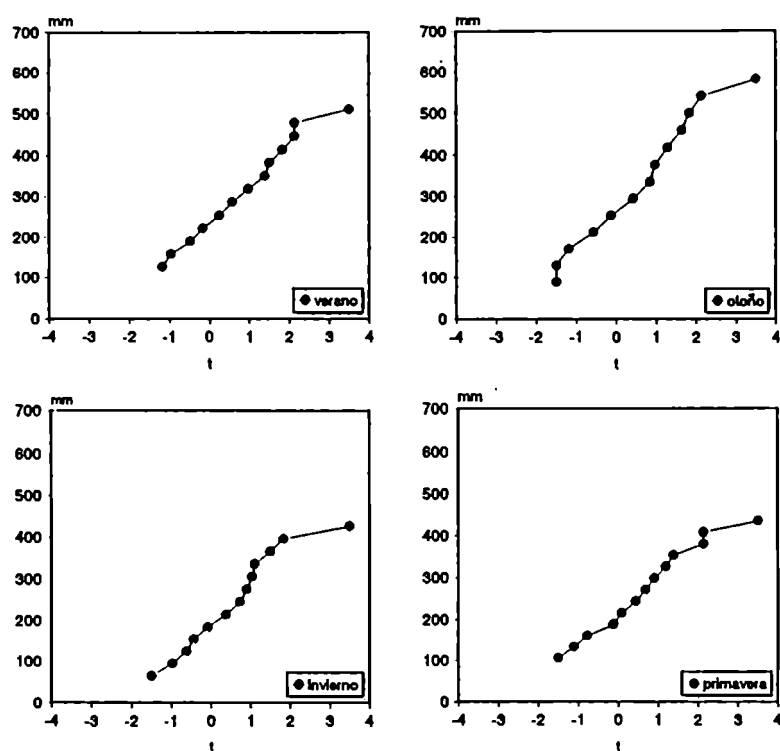


Figura 6.5 a): Distribución de las lluvias estaciones en un gráfico de probabilidad lineal, para cuatro estaciones.

Capítulo 6

Dolores



Lamadrid

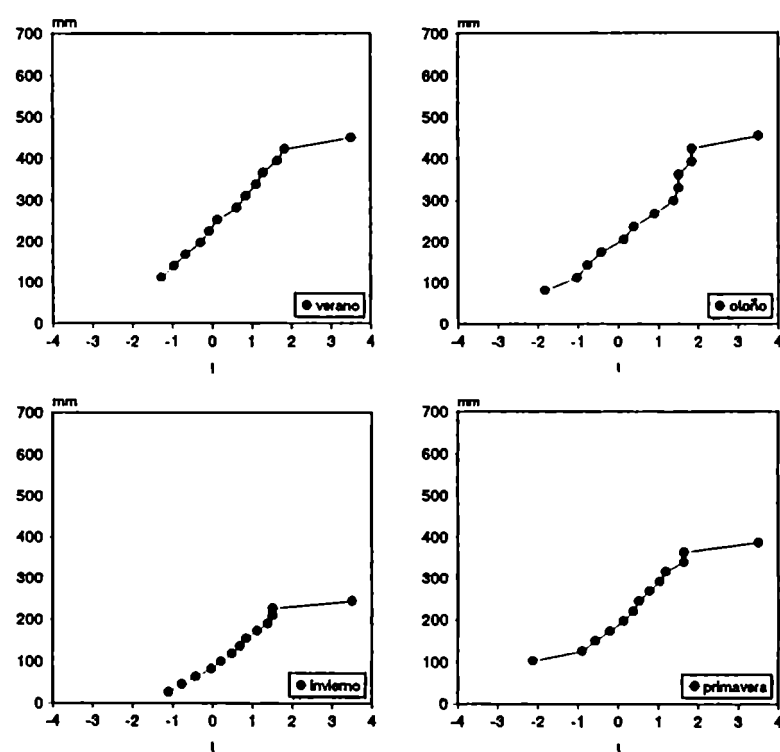
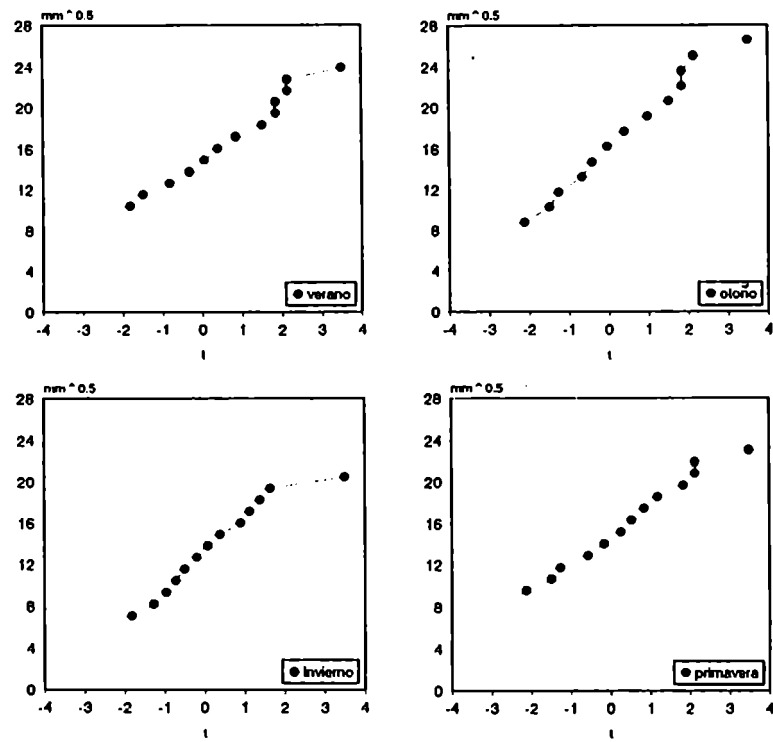


Figura 6.5 a): continúa.

Capítulo 6

Guerrero



Las Flores

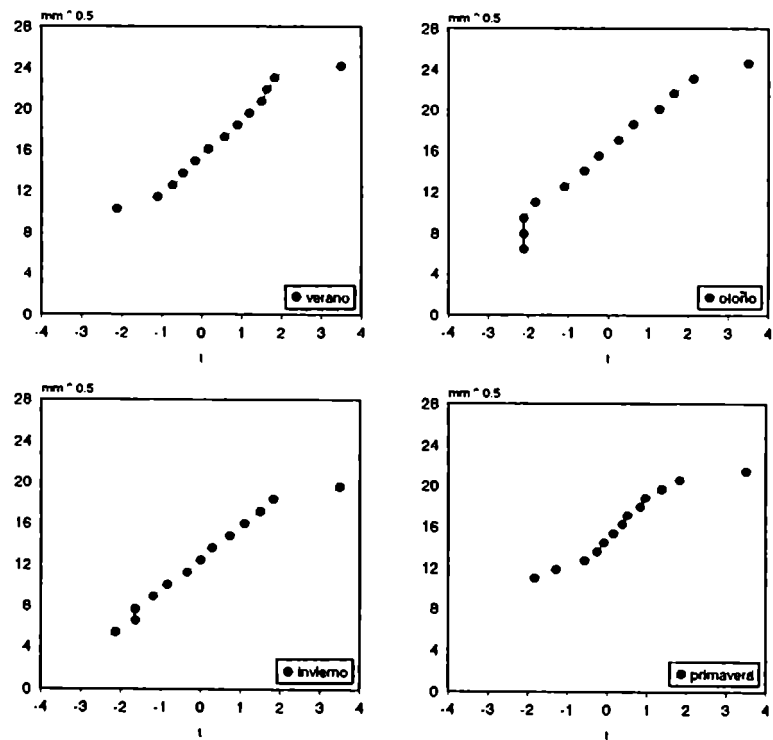
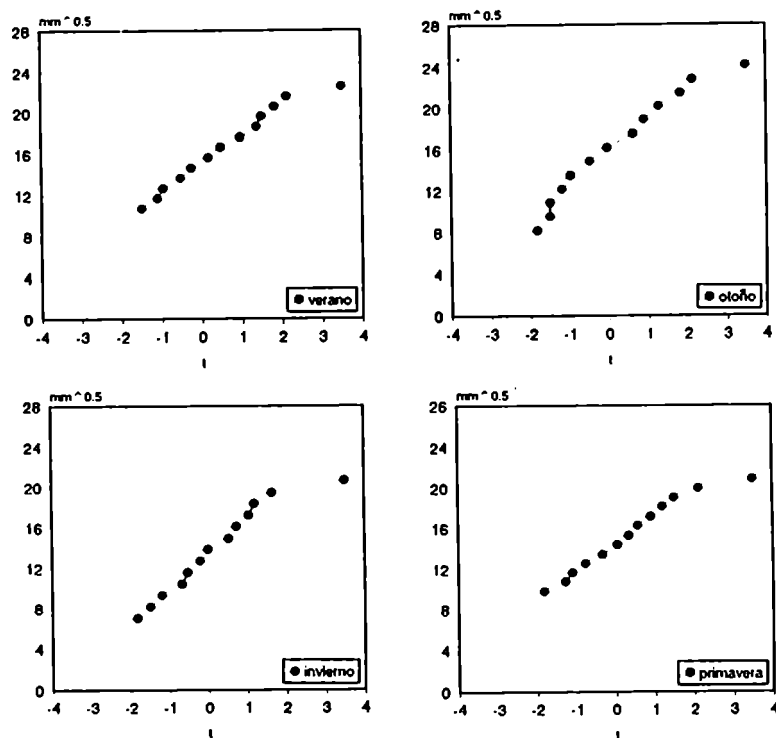


Figura 6.5 b): Idem 6.5 a) en un gráfico de probabilidad raíz cuadrada, para cuatro estaciones.

Capítulo 6

Dolores



Lamadrid

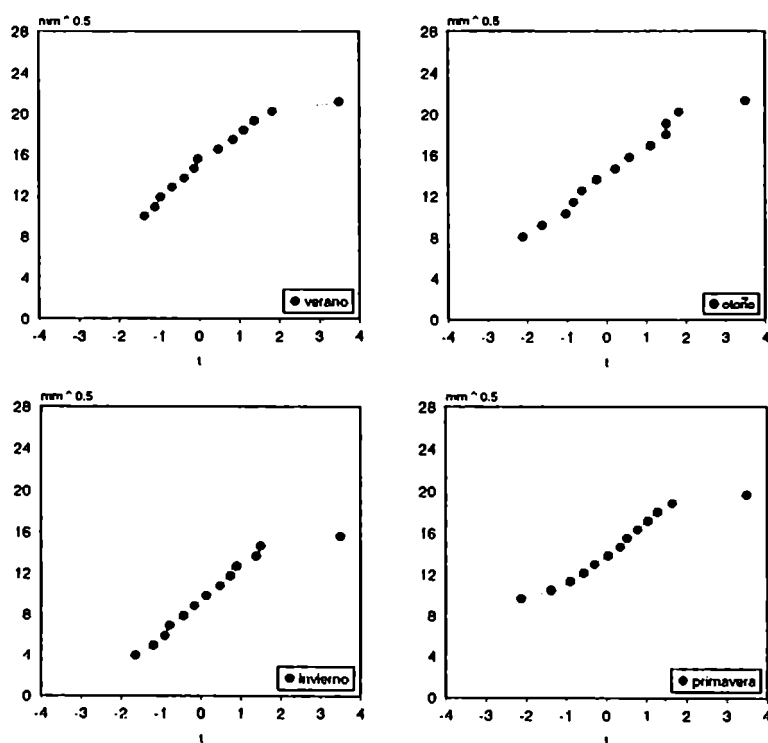
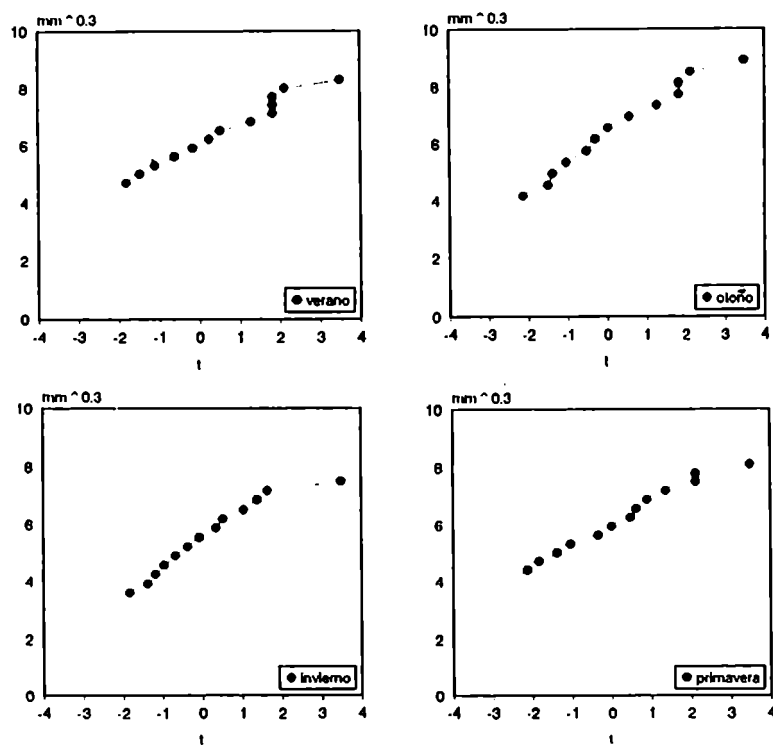


Figura 6.5 b): continúa.

Capítulo 6

Guerrero



Las Flores

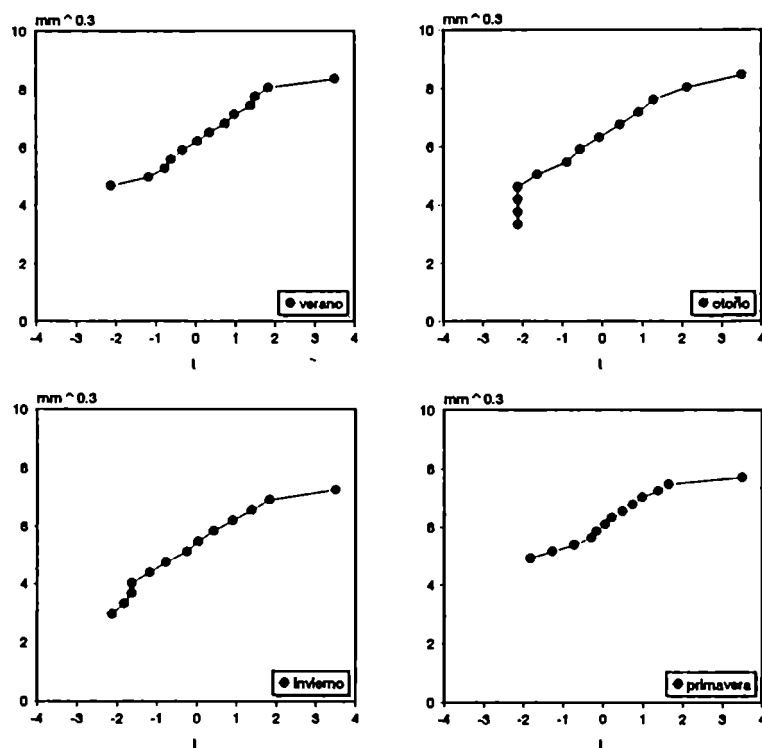
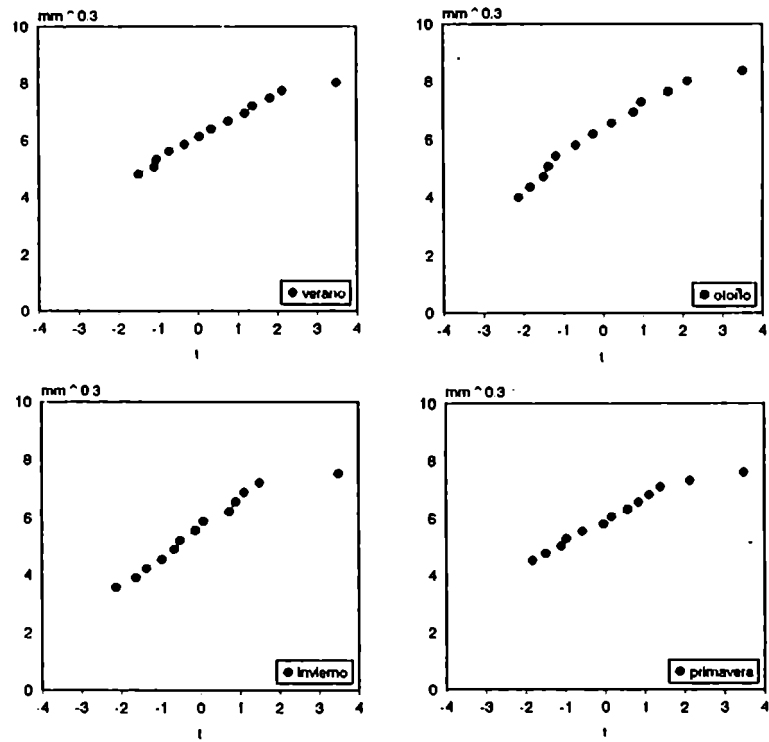


Figura 6.5 c): Idem 6.5 a) en un gráfico de probabilidad raíz cúbica, para cuatro estaciones.

Capítulo 6

Dolores



Lamadrid

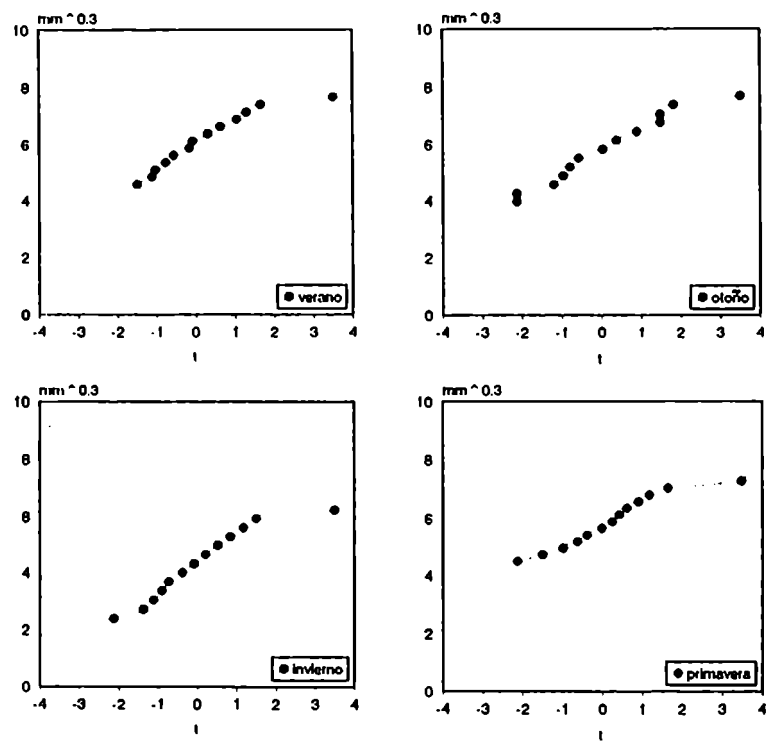


Figura 6.5 c): continúa.

Capítulo 6

Como en la sección anterior el análisis o comportamiento regional de la pendiente media muestra altos valores en el NE decreciendo hacia el SO, describiendo la climatología de la precipitación en la región. Cuando la ordenada al origen, para cada estación del año, es analizada regionalmente, los mismos resultados son encontrados salvo para invierno (Figura 6.6). En esta época del año las estaciones costeras presentan altos valores relativos, en concordancia con el modelo de lluvia en esa época del año.

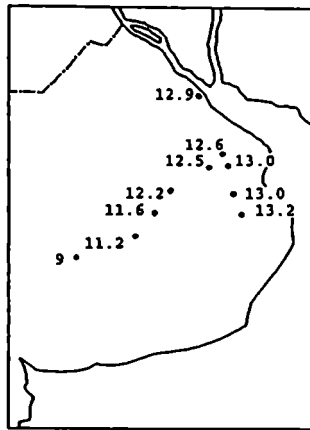


Figura 6.6: Comportamiento regional de la ordenada al origen de la regresión lineal para las lluvias invernales.

6.5. Estimación de un modelo de probabilidad

6.5.1. Planteo del Problema

Como se demostró en la sección anterior la transformada raíz cuadrada normaliza las distintas variables (cantidades mensuales, meses individuales y lluvias estacionales) manteniendo paralelismo en las diferentes distribuciones dentro de cada estación. Por lo tanto, cada familia de distribución puede ser representada por su pendiente media cambiando en cada variable la ordenada al origen. La desventaja de este método es la necesidad del conocimiento de cada ordenada al origen, lo cual hace que este procedimiento sea poco práctico.

Fletcher (1950) analizando los valores de precipitación para distintas partes del mundo, estableció que la relación entre valores de lluvia y su duración siguen la siguiente ley:

$$R = k D^n$$

donde R es la cantidad de lluvia, D es la duración en tiempo (1 mes, 2 meses,) y k y n son constantes arbitrarias para ser determinadas estadísticamente. Dos líneas (ojivas) dan dos pares de valores para R y D permitiendo encontrar el valor de k y n , estableciendo el espaciamiento para la familia completa.

6.5.2. Aplicación del modelo

Asumiendo que las diferentes distribuciones de la raíz cuadrada de las cantidades mensuales son paralelas, se aplica la relación entre la precipitación y su duración dada por Fletcher. En la práctica, para la obtención de las constantes k y n se utilizaron las condiciones medias de cada familia de distribución (6 y 7 meses). O sea, para cada familia (12 distribuciones) los dos pares de valores necesarios para la obtención de las constantes fueron las curvas de $D = 6$ meses y su valor de precipitación en la desviación normal cero, $R(t=0)$ y los correspondientes valores a la curva de $D = 7$ meses. La Tabla 6.10 muestra los valores resultantes de las constantes, k y n , para cada estación. Se puede observar que el valor de n resultó en todas las estaciones cercano a 0,5. Por lo tanto, la cantidad de lluvia es proporcional a la raíz cuadrada de su duración: $R = k \sqrt{D}$. Este resultado es otro signo de homogeneidad existente en la región.

Tabla 6.10: Estimación de las constantes (k y n) de la ley que relaciona los valores de lluvia y su duración.

Estación	k	n
Azul	7.82	0.54
OCBA	8.59	0.54
Lamadrid	6.80	0.56
Ranchos	8.64	0.50
Dolores	8.00	0.54
Guerrero	9.13	0.48
Cacharí	8.17	0.53
Chascomús	8.49	0.52
Flores	8.04	0.54
Jeppener	8.28	0.53

La Figura 6.7 muestra la aplicación de esta ley para el caso de Dolores y Jeppener. Los símbolos en los gráficos son los valores observados, la línea sólida

fue ajustada por cuadrados mínimos (resultado hallado en la sección anterior) y las líneas punteadas son las estimaciones para otros períodos de longitud, aplicando el modelo propuesto. Como se puede observar (Figura 6.7), *el error que se comete al estimar el valor de precipitación a partir de este método es pequeño, ilustrando un método simple y eficiente para la estimación del dato de precipitación dentro del rango estudiado.*

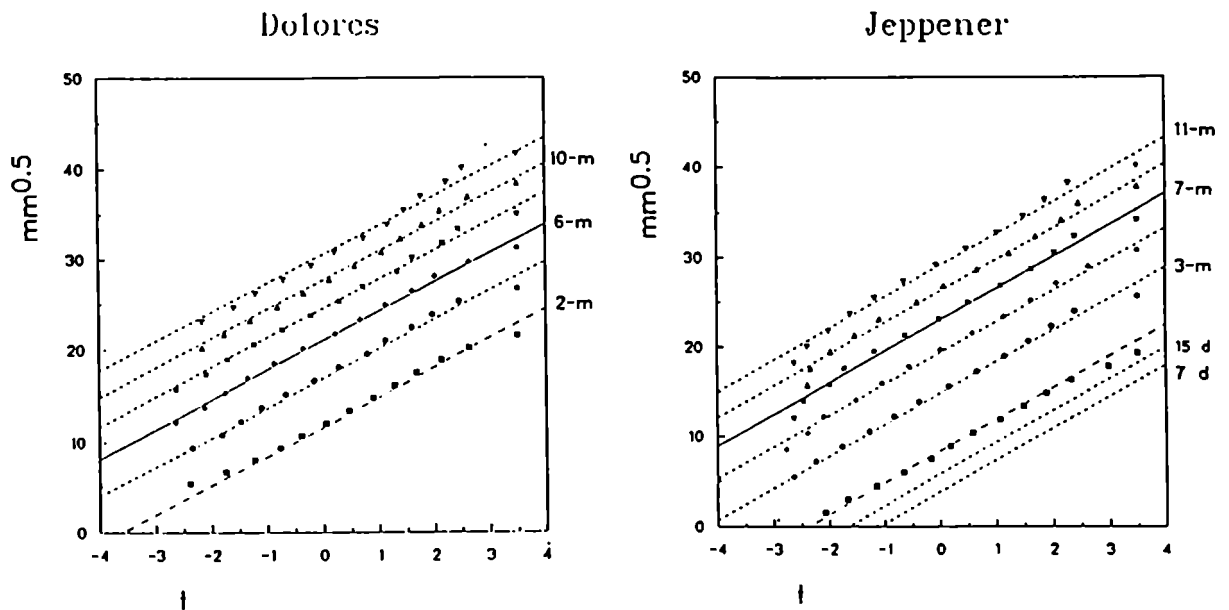


Figura 6.7: Distribución de la precipitación para las distintas cantidades mensuales, para las estaciones Dolores y Jeppener. Línea sólida: ajustada por cuadrados mínimos, símbolos: datos observados y líneas punteadas: estimaciones dadas por la ley que relaciona los valores de lluvia y su duración.

6.6. Conclusiones parciales

Del estudio realizado en esta sección se observa que la transformada raíz cuadrada normaliza los datos de precipitación, tanto para distintas escalas temporales como espaciales.

Una de las ventajas de este modelo es que permite tener un indicio de las causas físicas de la distribución o de la forma como la naturaleza se combina para producir el valor de precipitación mensual.

Capítulo 6

A su vez, dado que cada familia de distribución presenta paralelismo, se puede estudiar el espaciamiento entre las distintas variables temporales, encontrando un modelo simple, transferible de una a otra escala temporal y con validez regional. Como ejemplo, en la Figura 6.7 se presentan las estimaciones teóricas de este modelo para lluvias de 7 y 15 días de duración, para la estación Jeppener.

Cuando se aplicó este modelo a las lluvias estacionales, las gráficas muestran los procesos convectivos presentes en los meses de verano y otoño, especialmente en las estaciones costeras. El análisis regional de la ordenada al origen y pendiente dá el comportamiento climático de la región.

ESTRUCTURA TEMPORAL DE LA PRECIPITACION

7.1. Introducción

La distribución de la precipitación a través del ciclo estacional puede ser tan importante como la cantidad total anual de precipitación cuando se evalúa su impacto sobre la ecología, hidrología y el uso del agua. Esta distribución estacional es el producto de la interacción entre la circulación general de la atmósfera y las características topográficas locales tales como el resultado de la interacción entre tierra, costa y montaña.

Los diferentes patrones estacionales también marcan o reflejan cambios en la circulación global, tales como el cambio en la traza de las tormentas y masa de aire dominantes. El estudio de la estacionalidad de la precipitación puede proveer una idea de los cambios de la circulación atmosférica. Cuando diferentes períodos de tiempo son analizados, este estudio puede aún dar una idea de los cambios de la circulación atmosférica sobre cambios climáticos.

Diferentes técnicas analíticas han sido usadas para cuantificar y simplificar la descripción de los eventos meteorológicos. La técnica de componentes principales es comunmente usada en el análisis de los datos de precipitación. Como modo de ejemplo se puede citar a Pittock (1980) quien estudió los modelos más importante de la precipitación y la temperatura en Argentina y Chile relacionándolos luego con índices de circulación general. Kousky y Srivatsangam (1983) analizaron el ciclo anual y semianual de los campos de temperatura y viento en distintos niveles en Estados Unidos y México, describiendo en forma satisfactoria el comportamiento climático de las variables. Willmott (1976) utilizó componentes principales en el

modo-P para 10 años de precipitación en la región de California, encontrando 4 regiones similares de precipitación. Karl y Koscielny (1982) analizaron los modelos de precipitación y en especial los casos de sequías e identificaron nueve regiones en Norte América con diferentes ciclos anuales. Richman y Lamb (1985) examinaron modelos de lluvia para períodos de tres a siete días, encontrando que el modo rotado es el que mejor representa la regionalización de la lluvia en cortos períodos de tiempo. Kousky y Cavalcanti (1987) usaron esta metodología en América del Sur para determinar la relación entre la radiación saliente de onda larga y la circulación en 250 mb. Krepper et al. (1989) analizaron la variabilidad espacial y temporal de la precipitación en el centro-este de la Argentina usando técnicas espectrales como así también funciones ortogonales empíricas.

El análisis armónico es una técnica muy útil cuando se quiere estudiar las distintas fluctuaciones de las series en estudio. Horn y Bryson (1960) fueron uno de los primeros en representar los modelos de la precipitación mensual sobre los Estados Unidos. Utilizando más de 200 estaciones sobre todo el dominio de Norte América realizaron mapas para los coeficientes de amplitud y fase de las seis armónicas resultantes. Ellos notaron que sobre los mapas de "isocronas", líneas de igual ángulo de fase, existían áreas en donde las isolíneas tendían a converger, las cuales eran zonas con amplitud cercana a cero. Estas zonas fueron reportadas como regiones de transición entre un tipo de lluvia a otro. Finkelstein y Truppi (1991) estudiaron la distribución espacial de la estacionalidad de la precipitación en los Estados Unidos utilizando análisis armónico y sus resultados sirvieron como base para la comparación de los modelos de circulación global. Ropelewski y Halpert (1986) investigaron los modelos espaciales de precipitación en Norte América y relacionaron los resultados del análisis armónico con el fenómeno El Niño/Oscilación Sur. Los mismos autores en 1987 realizaron el mismo estudio ya a escala global. Sliver (1975), con el fin de relacionar variabilidades climáticas, desarrolló un diagrama cuasi-polar del ciclo anual de la precipitación mensual, donde la posición del vector determina el tiempo en el cual se produjo el evento y la longitud la cantidad de lluvia caída. Esta metodología es equivalente a análisis armónico. Hsu y Wallace (1976) a través de los resultado del análisis de Fourier realizaron mapas de la distribución estacional

de la precipitación usando la primera y segunda armónica sobre una escala global. Landin y Bosart (1985) aplicaron análisis de Fourier en los datos de precipitación horaria en la zona de Nueva York, Pennsylvania y Nueva Inglaterra, encontrando distintas regiones algunas de las cuales fueron relacionadas con el efecto de lagos y montañas. Scott y Shulman (1979) aplicaron esta técnica a datos de precipitación mensual para estudiar la estacionalidad en el noreste de los Estados Unidos y sus cambios a través del tiempo, calculando la frecuencia de la ocurrencia de las masas de aire, el tipo de flujo de superficie y el pasaje de frentes para relacionarlos con los modelos del análisis armónico. Caviedes (1981) estudió el sincronismo y variabilidad de la precipitación media mensual en Sur América, encontrando modelos espaciales de la fase y la amplitud para las dos primeras armónicas (ciclo anual y semianual). Keen y Tyson (1973) utilizaron el análisis espectral como un método de clasificación regional del régimen de lluvia de Sud Africa.

7.2. Objetivo

El interés de este estudio es analizar si existen formas, preferenciales o particulares, en que se produce la lluvia vistas a través del año e investigar si el número de grupos o clases es pequeño, o por el contrario, existen tantas formas como años. El objetivo principal de esta sección es estudiar la variabilidad interanual y espacial del régimen anual de la precipitación. Para ello, se opta por los resultados de la aplicación del análisis de Fourier (Apéndice)(Panofsky y Brier, 1964), los cuales sirvieron como variables para el cluster o discriminación de los elementos de cada muestra. Dada la complejidad del problema no se descartan otras formas de discriminación no ensayadas aún.

7.3 Estudio Metodológico

En primera instancia, se realiza un estudio metodológico para evaluar las bondades del análisis armónico. Como en los datos utilizados está presente la onda estacional y ésta podría generar agrupamientos obvios, se filtra dicho efecto y se

Capítulo 7

analiza la respuesta de esta metodología. Las variables utilizadas alternativamente son la precipitación mensual de O.C.B.A. con y sin filtro y su respectiva matriz de deciles. Se trabaja con la precipitación mensual de la estación O.C.B.A., utilizándola como estación de referencia, debido a la calidad de sus datos.

El primer elemento a definir es la forma en que se va a representar la precipitación del año. El método que se utiliza para esta clasificación es caracterizar a cada año pluvial por la armónica de mayor varianza explicada y agrupar los años según esa armónica.

Luego de la aplicación de este criterio, a cada uno de los años de precipitación mensual sin filtro, se obtienen los resultados de la Tabla 7.1. Una inferencia importante de esta clasificación es que aparecen todos los grupos posibles. La varianza explicada por la armónica que define el grupo puede tener variabilidades que van desde gran parte de la varianza total hasta un pequeño porcentaje. De esta primera clasificación se puede ver que el mayor número de años de lluvia está explicado por la armónica 1. Esto podría deberse a la onda estacional, aunque ello no define las posibilidades de ocurrencia, solo un 30%.

Tabla 7.1: Frecuencia relativa de la precipitación mensual con y sin filtro, según el grupo dado por la armónica de mayor varianza explicada.

Grupos	Porcentaje Explicado (%)		
	Sin Filtro	Filtro	
		1	2
1	30	24	26
2	18	18	21
3	10	13	16
4	20	21	17
5	19	19	16
6	4	5	2

En función que podría pensarse que la onda estacional es un hecho conocido y además, oscurecer otro tipo de influencia, se construye la matriz de datos filtrados

de dos formas distintas: a) dividiendo a cada dato por la reconstrucción de la onda astronómica promedio a través del análisis de Fourier (Filtro 1) y b) representación decílica del dato (Filtro 2). A pesar de que ambos filtros son efectivos, el filtro decílico no tiene el mismo efecto que el filtro 1, ya que transforma a la serie original en más fluctuante (ver Figura 3.3). Esto se debe, como se explicó en la sección 3.2, a que el filtro decílico hace iguales las anomalías de los distintos meses.

Se realiza el mismo tratamiento con las dos series filtradas y se procede de igual forma a la anterior. Uno de los efectos del filtrado fue que había varios casos en los cuales el mayor porcentaje explicado era compartido por dos armónicas, entonces a ese año se lo considera como integrante de dos grupos. Si se comparan las frecuencias obtenidas del filtro 1 con el resultado anterior (Tabla 7.1.) se observa que aunque el ordenamiento en función de éstas es el mismo, un efecto sinilar al estacional se conserva, a pesar del filtro. En el caso del filtro 2 existen alteraciones y éstas se materializan en que el segundo y el tercer grupo, más importantes respecto a las frecuencias, son representados por distintas armónicas. Es posible concluir que, *las dos formas de filtro, afectan a las series de distinta manera o más precisamente a los resultados del espectro de Fourier. Esto puede tener varias interpretaciones, o que el filtro no es el adecuado o que la onda estacional no es un efecto aditivo respecto a los mecanismos que provocan la lluvia.* La primer hipótesis queda descartada debido a que en secciones previas se muestra la efectividad de los mismos. Debido a este resultado, se comparan para ambas clasificaciones los años que comienzan con la misma armónica, de lo cual resulta que el porcentaje de coincidencia es considerablemente alto (Tabla 7.2). *Con lo que este efecto independiente de su naturaleza, aditivo o multiplicativo a la onda estacional, es mayoritario.*

Con el objeto de aclarar las coincidencias y discrepancias se procede a analizar los años que pertenecen al mismo grupo, cualquiera sea la presentación de la serie. Aunque el porcentaje de coincidencia, entre los datos filtrados y la representación decílica, es menor que cuando se comparó la serie sin filtro y el filtro 1, éste es relativamente alto (Tabla 7.2.). Al analizar el porcentaje de la primera armónica de cada grupo de los casos no coincidentes, éste es menor al 50% para las

dos series.

Tabla 7.2: Porcentajes de coincidencias parcial y total de años de precipitación para cada grupo, dado por la armónica de mayor varianza explicada.

Grupos	Parcial		Total
	Pm y F1	F1 y F2	Pm, F1 y F2
1	89	66	34
2	89	65	35
3	69	78	33
4	91	89	37
5	89	89	33
6	75	50	50

Pm: Precipitación mensual sin filtro, F1: Filtro 1, F2: Filtro 2.

Aunque la cantidad de casos de no coincidencia es pequeña se trata de averiguar si esos años tienen alguna característica en común. Los resultados muestran que la varianza explicada por la armónica que define al grupo, en la primera clasificación, sin filtro, es baja en esos años y comparable en orden, al menos, con la segunda armónica más importante. Esto no es una explicación exclusiva para estos años, ya que ocurre lo mismo en algunos años coincidentes.

7.4. Aplicación

7.4.1. Estructura climática

Debido a que los filtros aplicados afectan a los resultados del análisis armónico, se decidió trabajar con los totales mensuales de precipitación para las diez estaciones en el período en común (1907-1966).

En primera instancia, se estudia la estructura espacial climática de la lluvia, representada por la marcha anual media de cada estación, serie de 12 datos, a través del análisis armónico. Las dos primeras armónicas representan la mayoría de los factores físicos responsables de los modelos observados. Los resultados de las marchas anuales y semianuales revelan "patterns" interesantes. La distribución espacial de la fase y la varianza explicada por el ciclo anual y semianual se muestran

en la Figura 7.1 a) y b) respectivamente. En este caso se aumentó el número de estaciones a 17, para mayor representatividad del campo climático. Los datos de las siete estaciones restantes fueron extraídos de las estadísticas climatológicas (S.M.N., 1969) y los nombres de estas estaciones figuran en la leyenda. Se puede observar que la suma de ambos ciclos representan casi el 90% de la varianza total, siendo la armónica 1 la de mayor importancia, aumentando ésta a medida que la estación se aleja de la costa, mayor al 70%. El ciclo de 6 meses tiene un mayor predominio en la zona costera. Las ondas de períodos menores, que explican el resto de la varianza, no tienen un patrón definido y se comportan como ruido climático en toda la región. Idénticos resultados fueron hallados por Caviedes (1981) en el estudio de la precipitación mensual de Sur América.

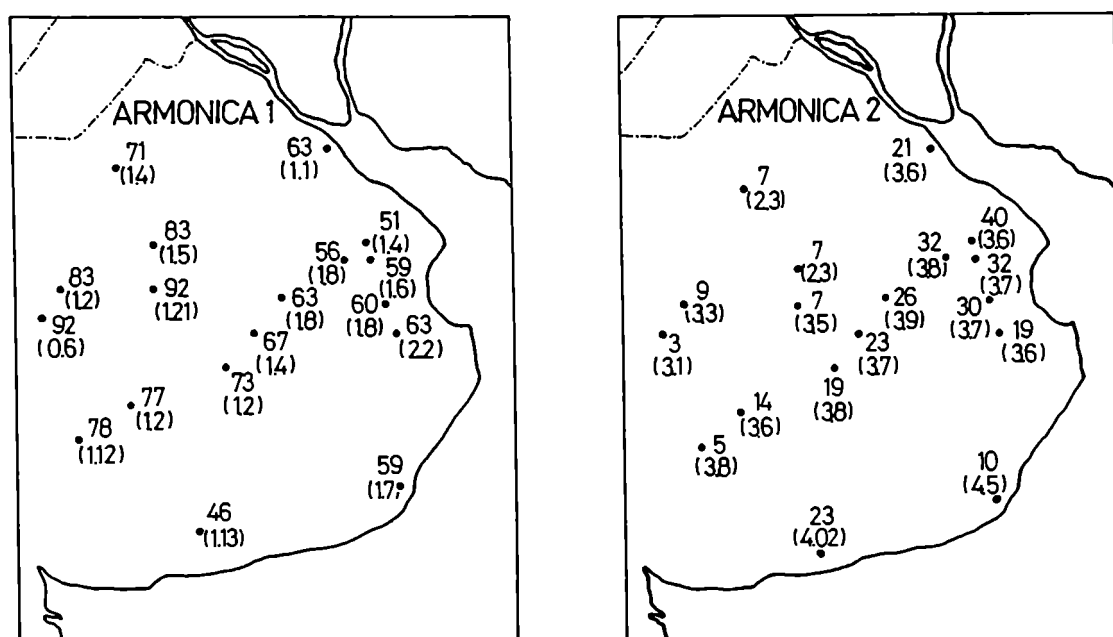


Figura 7.1: Distribución espacial de la varianza explicada y la fase (), dadas a través del análisis armónico, para a) el ciclo anual y b) ciclo semianual.

Estaciones adicionales: Junín, 9 de Julio, Bolívar, Pehuajó, Trenque Lauquen, Cnel. Suarez, 3 Arroyos, Mar del Plata.

De la Figura 7.1 se observa que, a pesar de que el efecto astronómico es

un forzante importante en la precipitación mensual (varianza explicada mayor al 50%), el ciclo anual no representa por si sólo a la componente climática. En otras palabras, esto indicaría que para representar satisfactoriamente el régimen climático de lluvia es necesario la conjunción del ciclo anual y semianual.

7.4.1.a. Significado físico de las armónicas

La distribución de la lluvia durante el transcurso del año tiene un máximo al final del verano, cuando el calentamiento continental llega a su máximo y también cuando existe una circulación meridional predominante y las masas de aire tienen su origen en la zona tropical. Por lo tanto, el máximo de lluvia en la región en estudio puede ser considerado como el resultado de la convergencia de dos procesos generadores de lluvia, calentamiento y advección de humedad.

La primer armónica tiene un máximo en los meses de verano y un mínimo en invierno (Figura 7.2). Debido a que el ciclo hidrológico está afectado por el sol, esta armónica puede ser asociada a dicho efecto. Como se puede observar en la Figura 7.1, la mayor concentración regional de esta armónica ocurre en las estaciones continentales, donde el calentamiento es mayor.

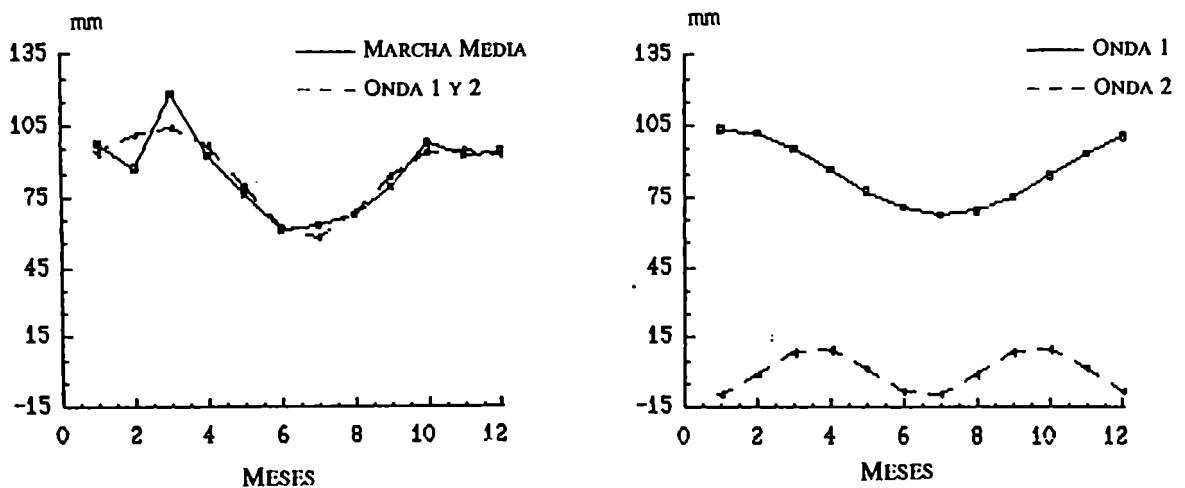


Figura 7.2: Marcha anual promedio de la precipitación de O.C.B.A. y la reconstrucción del ciclo anual, ciclo semianual y la suma de ambos ciclos.

Con respecto a la segunda armónica tiene dos máximos, primavera y otoño, y dos mínimos, verano e invierno (Figura 7.2). Este ciclo muestra mayor predominio

en las estaciones costeras decreciendo su importancia hacia el oeste (Figura 7.1). Salles y Compagnucci (1992) analizaron los campos diarios de presión a nivel del mar de toda la República Argentina para cada uno de los meses del año, utilizando el análisis de componentes principales. Ellos encontraron que el primer modelo en cada mes es aquel que representa el campo medio de presión, explicando más del 50% de la varianza total. La marcha anual de este modelo tiene dos máximos, abril y septiembre, mostrando el mismo comportamiento del ciclo semianual de la precipitación, permitiendo este modelo un flujo meridional desde el norte de la provincia de Buenos Aires, aportando humedad.

Por lo tanto, se puede concluir que la primer armónica del campo de precipitación puede ser asociada al calentamiento solar y la segunda a la advección de humedad.

7.4.2. Variabilidad anual

Con el fin de analizar cuál es el comportamiento año a año de la precipitación mensual se agrupan las marchas anuales de cada estación, discriminadas mediante la estructura de la onda predominante, de acuerdo al criterio explicado anteriormente. Se observa en la Tabla 7.3. que para cada estación, todas las ondas del espectro aparecen como fundamental en algún año pluvial, permitiendo de esta forma obtener elementos para los 6 grupos posibles. Esto nos está *indicando la posible variabilidad existente entre los años de lluvia*. Con respecto a la influencia del efecto astronómico, caracterizada por la armónica 1, se observa que no es predominante ya que tiene una ocurrencia relativa que va del 13% al 43% (Guerrero y Lamadrid, respectivamente). Por lo tanto, se puede concluir que si bien *el efecto de filtrar la onda es necesario en la precipitación, no es tan importante como en otras variables meteorológicas, como es el caso de la temperatura*.

Los campos que definirían las frecuencias relativas de la Tabla 7.3 para los grupos dominados por la armónica 1 y 2 (Figura 7.3) tienen la misma estructura que los campos climáticos medios representados por el ciclo anual y semianual

Capítulo 7

respectivamente (Figura 7.1). O sea, *mayor porcentaje de ocurrencia del grupo 1 en estaciones continentales y lo contrario para la armónica de 6 meses. Este resultado confirma el significado físico dado a las armónicas.*

Tabla 7.3: Frecuencias relativas porcentuales de ocurrencia de años de precipitación mensual dentro de los grupos, para cada estación, dados por el orden de la armónica de mayor varianza explicada.

Grupos	Obs	Jep	Ran	Cha	Flo	Gue	Cac	Dol	Azu	Lam
1	26.6	20.0	23.3	16.7	25.0	13.3	25.0	23.3	33.3	43.3
2	18.3	28.3	21.7	23.3	25.0	33.3	25.0	30.0	30.0	25.0
3	1.7	11.7	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	6.7
4	25.0	20.0	16.7	18.3	16.7	16.7	21.7	16.7	16.7	5.0
5	26.6	16.7	26.6	25.0	21.7	21.7	13.3	18.3	18.3	15.0
6	1.7	3.3	1.7	6.7	5.0	5.0	5.0	1.7	1.7	5.0

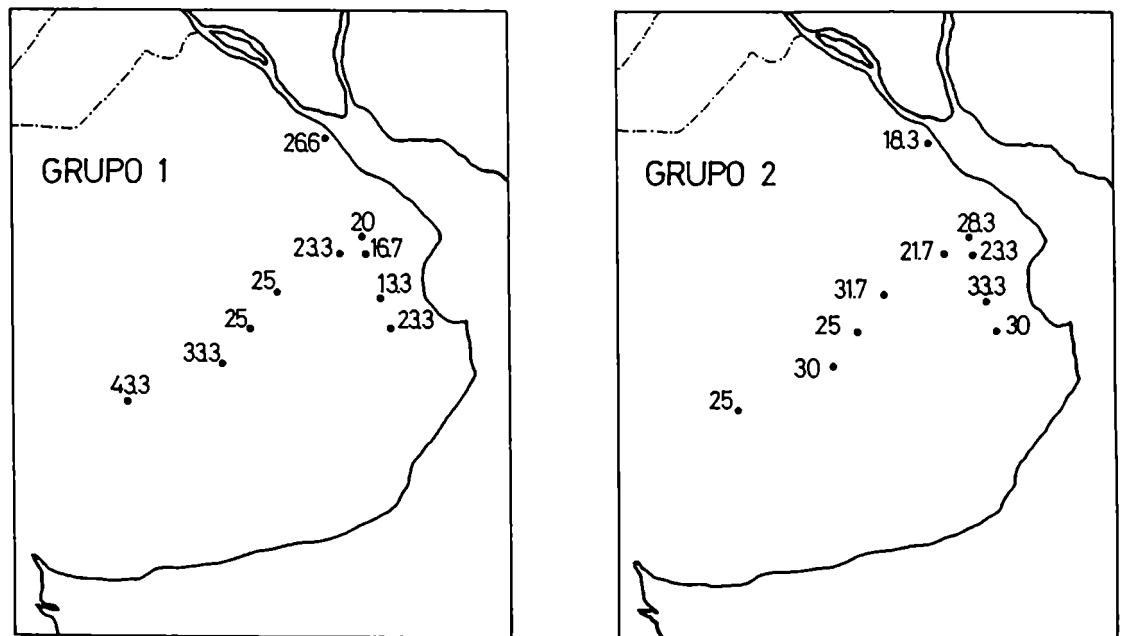


Figura 7.3: Frecuencias relativas de ocurrencia, extraídas de la Tabla 7.3, de precipitación mensual dentro de los Grupos 1 y 2.

A su vez, cuando se analiza para cada estación, el porcentaje de ocurrencia

Capítulo 7

de los distintos grupos (Tabla 7.3), se observa que no siempre la onda anual (grupo 1) es la más frecuente; esto lo confirman los casos de Ranchos, Chascomús y Buenos Aires, siendo la onda más probable la de período de 2,4 meses.

Si se toman, en cada estación, los dos grupos con mayores frecuencias relativas de ocurrencia se observa una regionalización de los resultados (Tabla 7.3). Por ejemplo, en Azul y Lamadrid, el grupo 1 y 2 son los de máxima frecuencia, indicando que *es necesario el resultado del régimen de precipitación en escala espacial más pequeña que la de este estudio, aún para valores mensuales.*

Si se define coherencia regional de las lluvias, cuando en todas las estaciones la precipitación en ese año es explicada por la misma armónica, entonces, en este caso, existe sólo un año (1957) en que se cumple esta propiedad. Si no se exige que todas las estaciones tengan la misma onda fundamental, o sea que se permite que la región esté dominada por dos grupos, solamente se puede considerar que el 27% de los años está afectada al mismo tiempo por idénticos sistemas generadores de lluvia.

De este estudio se puede concluir que la clasificación, mediante el análisis armónico, de las lluvias año a año indica por un lado, que el efecto de la onda anual no es predominante, siendo mayor su importancia en las estaciones continentales, y por el otro, todas las ondas del espectro aparecen como fundamentales en algún año. El análisis mediante esta metodología muestra que las lluvias mensuales no son homogéneas regionalmente. Esto implica que es muy poco probable obtener situaciones climáticas que definan situaciones generalizadas.

Una aplicación en forma más específica de esta metodología es desarrollada en la sección 8.3, cuando se estudia la estructura temporal de las situaciones extremas de precipitación.

CLIMATOLOGIA DE LAS PRECIPITACIONES EXTREMAS

8.1. Introducción

Es de conocimiento general, la cantidad de problemas que traen aparejadas condiciones extremas de precipitación en grandes extensiones. Una de ellas, son las enormes pérdidas que sufre el sector agrícola ganadero y la propagación de este impacto a prácticamente todas las componentes de la actividad económica. Otro, es por ejemplo el creciente aumento de la contaminación de los ríos que alimentan a ciudades, aguas abajo de zonas con prolongadas sequías.

Los extremos de las anomalías climáticas, tales como prolongadas sequías y lluvias excesivas, tienen un dramático impacto sobre la economía y la vida de los habitantes de las regiones afectadas. Sin duda alguna, el sufrimiento humano es el aspecto más importante asociado a estas anomalías. En algunas instancias, los efectos económicos asociados a estos eventos climáticos extremos pueden tener graves consecuencias especialmente en los países en desarrollo, los cuales dependen fuertemente de su agricultura y ganadería.

Las condiciones extremas de precipitación (sequías o inundaciones) más persistentes son frecuentemente las más extensas regionalmente y por consiguiente, son también las más perjudiciales. Una forma de palear esos problemas es disponer del diagnóstico de dichos eventos.

El objetivo de esta sección es estudiar la climatología de las precipitaciones extremas como así también la coherencia temporal y espacial de los valores medios y extremos de las precipitaciones mensuales y anuales de la región en estudio y su relación con el fenómeno El Niño.

Con respecto a estudios de anomalías de precipitación dentro de la República Argentina se puede citar a Vargas (1979) quien realizó un atlas de exceso y déficit de humedad para la región húmeda argentina, Lucero y Rodriguez (1985) estudiaron las sequías mediante rangos de deciles de la precipitación anual y encontraron una distribución regional de las mismas. Krepper, et. al. (1987) estudiaron las características de las lluvias en el centro este de la República Argentina en particular para los años húmedos y secos, encontrando que la zona de mayor riesgo hídrico se circunscribe al noroeste de la provincia de Buenos Aires, sur de Córdoba y noreste de La Pampa. Marchetti (1951) estudió la fluctuación de la lluvia en relación con los valores extremos de precipitación anual, observando que desde el punto de vista climático los coeficientes más altos corresponden a las regiones de nuestro país más áridas. Minetti y Sierra (1989) investigaron los modelos de circulación atmosférica regional y hemisférica asociadas con extremos hidrológicos en la región cuyana argentina, encontrando importantes anomalías de la circulación regional y atmosférica asociadas con dichas situaciones extremas. Llendo a escala diaria Kousky y Cavalcanti (1987) estudiaron los modelos de anomalías de la precipitación extrema asociados con la circulación atmosférica.

En términos estadísticos, la ocurrencia de valores extremos afectan principalmente las colas de la distribución de estos eventos. El conocimiento de la distribución de probabilidad de estos extremos tiene gran importancia práctica. En primera instancia, se puede citar a Gumbell (1959) quien realizó una guía básica sobre estadística de extremos, dando ejemplos aplicables a estudios climatológicos. Desde esa fecha, muchos fueron los progresos que se han realizado en teoría probabilística, surgiendo nuevas ideas sobre el análisis de los datos extremos. Al respecto se puede citar a Buishand (1989) quien realizó una descripción de los problemas mas comunes que se plantean al analizar estadísticamente las variables extremas en climatología. En la teoría de valores extremos se asume que los máximos (o mínimos) provienen de una muestra infinita de observaciones independientes pertenecientes a una misma población. Tabony (1983) discute como se altera la teoría frente a la dificultad que presentan las observaciones meteorológicas al no cumplir con esta suposición. Buishand (1991) ajustó las frecuencias empíricas de

precipitación máxima anual de 1-día de duración con una distribución Gumbell y a partir de la estimación de sus parámetros analiza distintos métodos para la estimación de la lluvia máxima regional. Revfeim (1983, b) realizó un estudio de las distintas formas de estimar las luvias extremas, proponiendo un modelo de distribución cuyos parámetros tienen un significado físico. El mismo autor (1991) derivó un modelo de distribución de los totales anuales basados en la variación estacional de los parámetros como procesos armónicos, encontrando que la ignorancia de dicha variación estacional en los procesos lluviosos conducen a una estimación incorrecta de las lluvias extremas de grandes períodos. Nobilis, et. al. (1990) realizaron un estudio estadístico de la precipitación anual extrema de 1-día de duración y encontraron una relación cuantitativa entre las precipitaciones extremas y las situaciones climáticas orográficas. Naghavi, et. al (1993) realizaron un estudio comparativo de las distintas distribuciones de frecuencia para las lluvias extremas de Lousiana y encontraron que el mejor ajuste es log-Pearson tipo 3. Scafer (1990) analizó regionalmente la precipitación máxima anual para 2-, 6- y 24- horas de duración en el estado de Washington. Debido a la heterogeneidad climática de la región dividieron a la misma en subregiones climáticamente homogéneas, en términos de la precipitación media anual y luego analizaron sus coeficientes de variación, asimetría y distribuciones empíricas. Buishand (1985) realizó un estudio de la relación entre la distribución de la intensidad de la lluvia y la distribución de su ocurrencia máxima anual, teniendo en cuenta la variación estacional que presentan los datos.

Dentro de la línea de trabajo de esta tesis se puede citar a Dyer y Marker (1978) quien analizó el comportamiento espacial de 2 años extremadamente secos y 2 húmedos en el sudoeste de Africa. Streten (1983) estudió la relación de las lluvias extremas con la temperatura del mar en Australia encontrando que años con extensas sequías están asociados con bajos valores de la temperatura de la superficie del mar, persistentes a través del año y lo inverso para los años húmedos. Oladipo (1986) analizó las sequías de la llanura de América del Norte obteniendo modelos espaciales de tales situaciones extremas.

8.2. Desarrollo

A los efectos de determinar los rasgos más característicos o el comportamiento de la precipitación durante el siglo se analizan las series individuales de cada estación como así también la serie areal de las anomalías de la precipitación anual y de 4 meses característicos de cada estación astronómica (enero, abril, julio y octubre). Si bien el campo de precipitación frecuentemente no es continuo regionalmente, dependiendo a su vez de la irregularidad de la red, se calculó el promedio sobre todo el dominio espacial teniendo en cuenta sus limitaciones. A su vez, esto fue posible debido a que por un lado, la región es homogénea, sin presentar ningún tipo de singularidades orográficas y por el otro, las precipitaciones tienden a tener una distribución areal continua y no tan aleatoria, en la escala de tiempo que se está trabajando.

Con el propósito de estudiar la existencia de cambios sistemáticos en el régimen hídrico de la región, en primera instancia, se estudió la tendencia de la lluvia. Esta propiedad fue analizada en una sección anterior (sección 5.3) en el período en común entre todas las estaciones (1907-66). Debido a que en las últimas décadas se ha observado un aumento de la precipitación, en esta sección se prefirió trabajar con el período completo de cada estación, a pesar de que no todas tengan la misma longitud (período total analizado 1890-1984) y conociendo la posible inestabilidad de este parámetro estadístico respecto de la longitud del período analizado (referirse a la Figura 5.5). En la Tabla 2.1 se presentó el período de información disponible de cada una de las series. Como se mostró en secciones anteriores, la longitud de la serie considerada influirá sobre la presencia o ausencia de tendencia y dado que la información en períodos antiguos podría mostrar problemas en su medición, la cual no es fácil de verificar (calidad de los datos) se usaron dos períodos, uno usando la totalidad de la serie (1890-1984) y el otro comenzando a partir de 1900. De los resultados de la Tabla 8.1 se puede observar que *para ambos períodos la serie de anomalías de precipitación anual areal presenta una tendencia lineal positiva (coeficiente de correlación significativo al 95%) del orden de 2 mm/año o 1.2 mm/año en función de cuando se analiza la información (resultado no mostrado)*. Esta propiedad no tiene una distribución espacial homogénea, ya que cuando se

Capítulo 8

analiza la tendencia para cada estación se observa que *el período más largo es el que presenta mayores coeficientes de correlación, siendo las estaciones continentales las que presentan tendencias*. Al analizar la evolución en el tiempo de la serie temporal anual para cada una de las estaciones (Figura 8.1), se puede observar que si bien las estaciones continentales manifiestan tendencias matemáticas, *los procesos físicos que las generan no serían los mismos*. Como ejemplo, se puede mencionar el caso de la estación Azul, donde la precipitación anual sufre un aumento violento al final de la serie, mientras que para la estación OCBA, el aumento es gradual.

Tabla 8.1: Estimación del coeficiente de correlación lineal para la precipitación anual, para las distintas estaciones y diferentes períodos de tiempo.

	Períodos				
	90/84	00/84	90/49	00/49	50/84
O.C.B.A.	0.20	0.14	0.08	-0.03	0.13
Cacharí	0.41	0.31	0.29	0.10	0.09
Chascomú	0.15	0.01	0.18	-0.02	-0.08
Guerrero	0.22	0.13	0.31	0.21	0.01
Lamadrid	0.34	0.28	0.25	0.18	0.31
Ranchos	0.27	0.23	0.33	0.32	-0.11
Azul*		0.25		-0.07	0.40
Dolores*		0.04		0.12	0.05
Flores*		0.11		0.16	0.00
Jeppener*		0.14		0.15	-0.04
Arcal	0.29	0.19	0.25	0.11	0.13

* estaciones con información incompleta
números en negrita, significativos al 95%.

Este resultado coincide con lo mencionado por Krepper et. al. (1989) quienes, analizando la variabilidad interdecádica en el campo de las precipitaciones, encontraron que a partir de la década del 50 existe un corrimiento de la isoyeta de 600 mm hacia el oeste, mostrando un aumento de la precipitación en la provincia de Buenos Aires.

Al analizar las características de cada uno de los meses (Tablas 8.2 a 8.5)

Capítulo 8

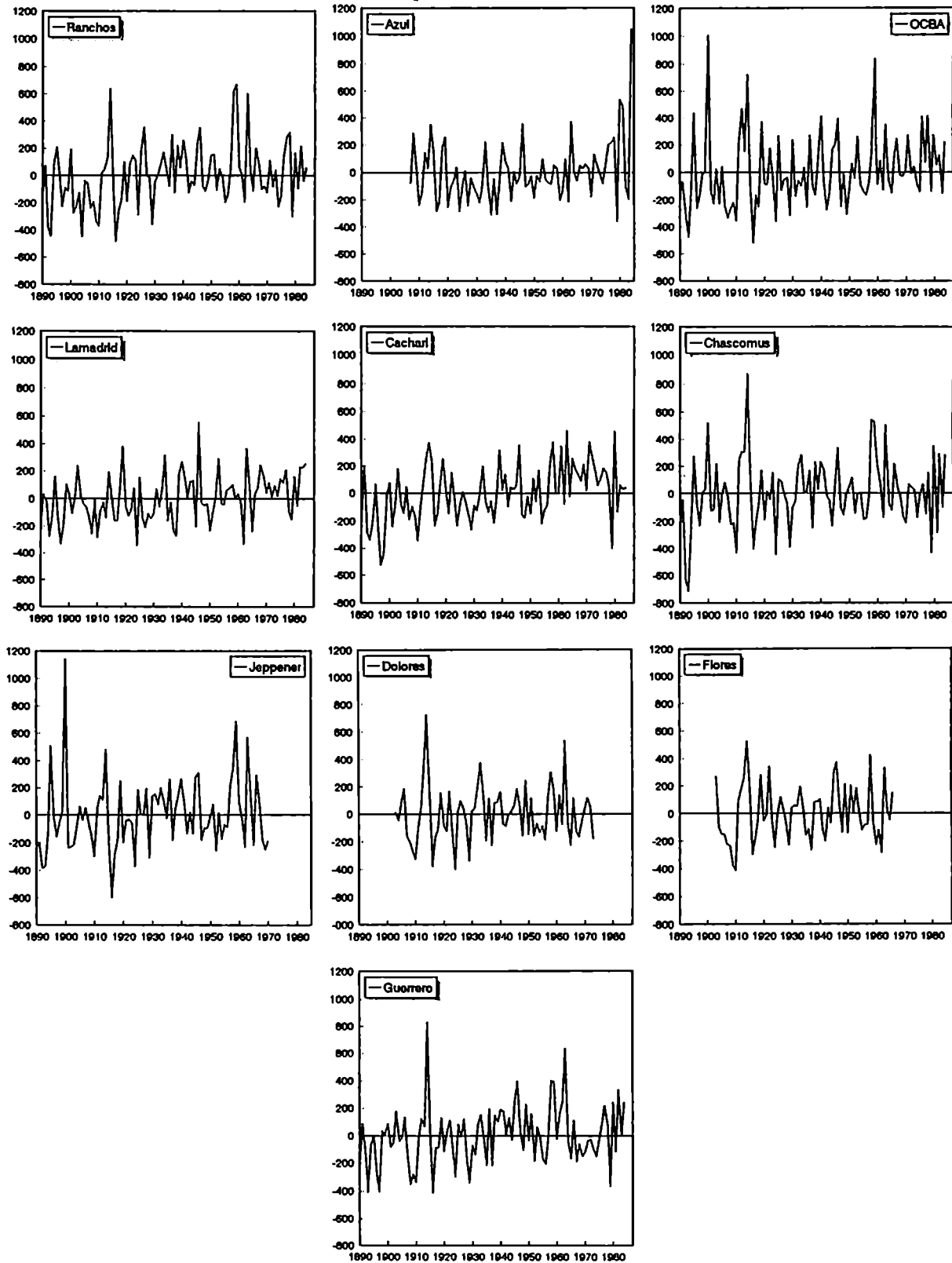


Figura 8.1: Series temporales de las anomalías anuales, para cada una de las estaciones.

Tabla 8.2: Idem Tabla 8.1, para la precipitación mensual de enero.

	Períodos				
	90/84	00/84	90/49	00/49	50/84
O.C.B.A.	0.29	0.27	0.14	0.12	0.01
Cacharí	0.23	0.21	-0.03	-0.12	-0.02
Chascomús	0.33	0.32	-0.05	-0.09	-0.02
Guerrero	0.25	0.26	-0.03	0.00	-0.05
Lamadrid	0.03	0.07	-0.05	-0.01	0.22
Ranchos	0.28	0.30	0.10	0.17	-0.05
Azul*		0.14		-0.29	0.02
Dolores*		0.18		0.00	0.18
Flores*		0.11		-0.03	-0.18
Jeppener*		0.21		-0.05	-0.09
Areal	0.31	0.30	0.00	-0.01	0.01

* estaciones con información incompleta
números en negrita, significativos al 95%

Tabla 8.3: Idem Tabla 8.1, para la precipitación mensual de abril.

	Períodos				
	90/84	00/84	90/49	00/49	50/84
O.C.B.A.	-0.01	-0.13	0.11	-0.08	-0.06
Cacharí	0.09	0.05	0.05	-0.06	0.20
Chascomús	-0.07	-0.17	0.12	-0.03	-0.01
Guerrero	0.02	-0.10	0.15	-0.04	-0.01
Lamadrid	0.06	0.02	-0.09	-0.22	0.38
Ranchos	-0.06	-0.14	0.12	0.00	-0.07
Azul*		0.01		-0.01	0.22
Dolores*		-0.09		-0.09	0.18
Flores*		-0.08		0.02	0.35
Jeppener*		0.11		0.18	0.17
Areal	0.03	-0.07	0.13	-0.04	0.12

* estaciones con información incompleta
números en negrita, significativos al 95%.

Tabla 8.4: Idem Tabla 8.1, para la precipitación mensual de julio.

	Períodos				
	90/84	00/84	90/49	00/49	50/84
O.C.B.A.	0.04	0.09	-0.19	-0.16	0.09
Cacharí	0.04	0.08	-0.14	-0.10	-0.11
Chascomús	0.05	0.07	-0.10	-0.08	-0.17
Guerrero	0.09	0.12	0.05	0.13	-0.22
Lamadrid	-0.03	0.08	-0.12	0.08	-0.28
Ranchos	0.14	0.18	-0.08	-0.01	0.01
Azul*		0.09		0.08	-0.19
Dolores*		0.17		0.18	-0.12
Flores*		0.05		0.01	-0.30
Jeppener*		-0.04		-0.08	-0.08
Areal	0.04	0.10	-0.13	-0.04	-0.10

* estaciones con información incompleta
números en negrita, significativos al 95%.

Tabla 8.5: Idem Tabla 8.1, para la precipitación mensual de octubre.

	Períodos				
	90/84	00/84	90/49	00/49	50/84
O.C.B.A.	0.12	0.16	-0.03	0.00	0.14
Cacharí	0.24	0.22	0.16	0.14	-0.01
Chascomús	0.14	0.09	0.00	-0.13	0.23
Guerrero	0.19	0.24	0.01	0.07	0.29
Lamadrid	0.34	0.27	0.26	0.14	0.38
Ranchos	0.17	0.23	-0.11	-0.03	0.22
Azul*		0.02		0.00	0.37
Dolores*		0.15		-0.06	0.18
Flores*		0.06		0.02	-0.01
Jeppener*		0.12		-0.02	0.20
Areal	0.23	0.22	0.05	0.02	0.26

* estaciones con información incompleta
números en negrita, significativos al 95%.

Capítulo 8

se puede observar que *las tendencias presentes en las precipitaciones anuales, en el período completo, sólo se manifiestan en los meses de mayor precipitación en la región, enero y octubre. En el mes de enero, las estaciones que presentan aumento en su pendiente están localizadas en la zona este y en el mes de octubre los resultados no muestran una regionalización. La precipitación en el mes de julio no presenta tendencia y en el mes de abril, si bien no es significativa, los coeficientes de correlación son negativos, en la mayoría de las estaciones.*

Varios autores, entre otros Krepper (1987) y Hoffman (1987) mencionan el hecho de que a partir del año 1950 se produce un cambio en la pendiente de los datos de precipitación, de la recta ajustada por cuadrados mínimos. Analizando esta hipótesis en la región de estudio, se dividió al período completo en dos, uno que va desde el comienzo de la información hasta el año 1949 y el otro comenzando en 1950. Al analizar el aumento de la precipitación en las últimas décadas se observa que *este aumento sólo se manifiesta en algunas estaciones, la mayoría de ellas continentales.* De estos resultados se puede inferir que *la presencia de tendencia no tiene una distribución homogénea tanto espacial como temporalmente.* Idénticos resultados fueron encontrados por Rebella (1982) quienes analizaron la tendencia anual, estacional y mensual de la región centro oriental argentina, indicando que no hay evidencias estadísticas que indiquen cambios sistemáticos en el régimen pluviométrico regional. Al respecto y en conexión con supuestas alteraciones climáticas, Schwerfeger y Vasino (1954) encontraron una tendencia secular positiva en las provincias de Misiones, Entre Ríos, sur de Santa Fé, este de Córdoba y Buenos Aires y negativas en la región centro del país y la provincia de La Pampa.

Con el fin de analizar si estas características encontradas en determinadas escalas temporales se manifiestan en los valores extremos, se estudió la ocurrencia de años con marcado déficit o exceso en la precipitación anual areal; es decir, aquellos años cuya anomalías están fuera del intervalo $(-\sigma_a, \sigma_a)$ ($a = \text{prec. areal}$). De la serie temporal de anomalías areales de la precipitación anual se puede observar que existen casi tantos casos de excesos (11) como de déficits (12) (Figura 8.2). De este resultado se podría inferir que *la tendencia aludida anteriormente no afecta a los valores extremos, sino al comportamiento medio de la variable.* Sin embargo,

al analizar la figura con mayor detenimiento se puede observar que la mayoría de los casos de déficits se encuentran antes del año 1940, existiendo un período (1940-1975) en el cual no se produjo ningún caso generalizado de sequía, mientras que los casos de excesos están distribuidos uniformemente en todo el período. Para analizar si este resultado es generalizado, se calcula para cada estación i -ésima, la probabilidad de ocurrencia de déficit y exceso, anomalías fuera del intervalo $(-\sigma_i, \sigma_i)$, para períodos pentádicos. La Tabla 8.6 presenta la diferencia de las frecuencias absolutas entre los casos mayores a σ_i y menores a $(-\sigma_i)$. Se puede observar que se confirma lo anterior, ya que en la mayoría de las estaciones los casos de déficits están centralizados en los primeros años mientras que los de excesos están distribuidos aleatoriamente en todo el período.

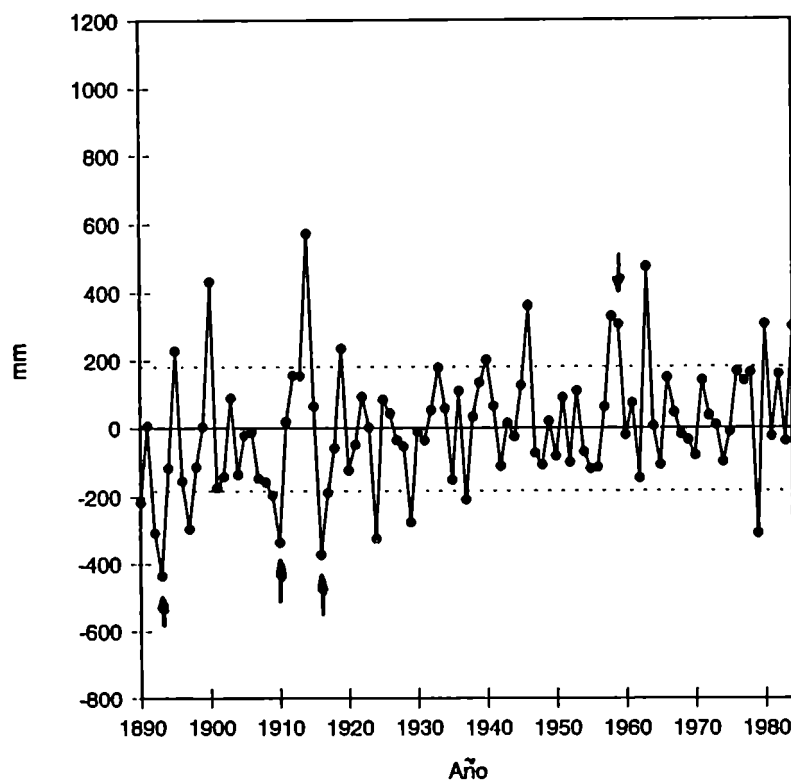


Figura 8.2: Serie temporal de las anomalías areales, para el período completo (1890-1984).

Analizando nuevamente la Figura 8.2, se puede observar que la serie de anomalías areal anual presenta muy pocos casos en donde 2 años consecutivos

Capítulo 8

tienen anomalías del mismo signo (1892/3, 1909/10, 1916/7 y 1958/9). De los cuales, 3 casos fueron años deficitarios y uno sólo de exceso (flechas en la Figura 8.2). *Esto nos está indicando, las bajas probabilidades empíricas de ocurrencia de 2 años consecutivos que tienen los déficits anuales (3 casos en 94) y los excesos (1 caso en 94). Esto muestra una peculiaridad de la región, que tiene como ventaja que los extremos fuertes durante más de un año son poco probables. Esto acentúa cierto grado de variabilidad, mínima y máxima, donde la serie tiende a fluctuar.*

Tabla 8.6: Diferencias de las frecuencias absolutas entre los casos de exceso y los de déficits, de la precipitación anual, para períodos pentádicos.

	AZ	OC	CA	CH	DO	FL	GU	JE	LA	RA
1890-1894		-2	-4	-2			-2	-2	-2	-2
95 - 99		0	-3	1			-2	0	-2	-1
1900-1904		1	-1	1	0	1	0	0	1	-2
05 - 09	1	-2	0	0	-2	-3	-2	0	-1	-2
10 - 14	0	1	1	2	1	1	0	0	0	0
15 - 19	-1	0	1	-1	-1	1	-1	-2	1	-2
1920-1924	-2	-1	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	-1
25 - 29	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0
30 - 34	-1	0	0	1	1	0	0	0	1	0
35 - 39	-2	1	0	0	-1	-1	-2	1	-1	1
1940-1944	0	0	0	0	0	-1	0	1	1	1
45 - 49	1	0	1	1	1	3	3	2	0	2
50 - 54	0	0	-1	0	0	0	0	0	0	0
55 - 59	0	1	2	2	1	1	2	2	0	2
1960-1964	1	1	2	1	1	-1	2	1	0	1
65 - 69	0	0	2	0	-1	0	0	1	0	0
70 - 74	0	1	2	0	0		0	0	0	-1
75 - 79	0	2	-1	0			0		1	1
1980-1984	3	1	1	2			3		3	0

Cuando se analizan estas características para cada una de las estaciones (Figura 8.1), se puede observar que los años 1893, 1910, 1914, 1924 y 1963 fueron casos extremos fuera del intervalo $(-\sigma_i, \sigma_i)$ y 1916 afectó toda la región salvo para la estación Lamadrid y en 1947 ocurrió lo mismo salvo para la estación Dolores. Estos dos últimos casos no fueron señalados en la figura. El año 1958 presenta anomalías positivas en las estaciones ubicadas en el centro de la región en estudio.

Capítulo 8

En el caso individual de cada estación se puede observar que *períodos de varios años consecutivos (secuencias) de anomalías del mismo signo siempre están asociados a los casos extremos generalizados, no presentando un patrón regional*. La estación Las Flores presenta la secuencia más larga, la cual fue de 4 años de duración, comenzando en el año 1907, para el caso de déficit. Por el contrario, los años húmedos corresponden a períodos cortos de anomalías positivas. *El patrón de probabilidad de ocurrencia de anomalías de un mismo signo en más de un año consecutivo en cada localidad es similar al areal. Por lo que, desde el punto de vista local, valen las mismas consideraciones que se hicieron para las series areales.*

La definición de una condición extrema tiene un contenido intrínsecamente estadístico y la determinación cuantitativa general aplicable a cualquier región y para todos los usos no existe. Al estudiar las precipitaciones mensuales se prefirió representar a cada dato por medio del intervalo interdecil al cual pertenece. Se definió como déficit y exceso de precipitación a los datos menores o iguales al 1^o decil y mayores o iguales al 10^o decil, respectivamente y como valores medios a los datos comprendidos entre el 4^o y el 6^o decil. Como se mencionó en secciones previas, la distribución de la precipitación en esta región presenta regionalmente un gradiente hacia el sudoeste y temporalmente un mínimo principal en los meses de invierno y máximo principal en la primavera y con una desviación standard variando tanto en espacio como en tiempo. La ventaja y utilidad que presenta el hecho de trabajar con información decílica es filtrar estas diferencias, tanto temporales como regionales.

Como es conocido, cualquier modelo de diagnóstico estadístico de lluvia requiere del conocimiento de si la probabilidad de comienzo y final de una secuencia es estacionaria durante los meses del año. Por ello, inicialmente se quiere saber si existe algún mes en particular en el cuál comienzan y finalizan las secuencias de precipitaciones mensuales extremas. Para ello, se realizan tablas de inicio y finalización de déficit y exceso, por separado, para cada una de las estaciones. En la Tabla 8.7 y 8.8 se presentan ejemplos para ambas condiciones extremas. Se puede observar que *no existen diferencias significativas mensuales en la ocurrencia de extremo y que la secuencia de mayor probabilidad es la de un mes de duración*

Capítulo 8

Tabla 8.7: Frecuencias de inicio (I) y finalización (F), para cada mes (1, 2,..., 12), de secuencias de extremos de precipitación mensual para la estación Guerrero.

a) Déficit (deciles 1 y 2).

F \ I	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1												
2	9	4										
3		7	1									
4			10	1			1					
5				9	2							
6					10	2		1				
7						6	1					
8							8	1				
9								11	3			
10									11	1		
11										7	4	1
12	1										8	
12		1										12

b) Exceso (deciles 9 y 10).

F \ I	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1												
2	8	5										
3		6	1									
4			10	1	1		1					
5				13	1							
6					8	3						
7						8	1	1			1	
8							8	3				
9								9	1			
10									13	1		
11										6	3	
12											8	3
12	1	1										9

Capítulo 8

Tabla 8.8: Idem Tabla 8.7, para la estación Azul.

a) Déficit (deciles 1 y 2).

F \ I	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	8	2										
2		7	1		1							
3			9	1								
4				10	2							
5					6	3						
6						11	1					
7							6	4				
8								5	2			
9									9	2	1	
10										10	2	
11			1								4	2
12	3	1										9

b) Exceso (deciles 9 y 10).

F \ I	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	7	2										
2		5	2	1								
3			5	2								
4				8	1		1					
5					8	2						
6						9	1					
7							7	3				
8								9	1			
9									8	1		1
10										7		1
11											8	2
12	2											3

Capítulo 8

y en menor orden la de dos meses. Por lo tanto, los riesgos de ocurrencia de extremos climáticos en estas estaciones son equivalentes en términos probabilísticos. Si bien existe en algunas estaciones secuencias de varios meses de duración, correspondientes a anomalías muy extremas, éstas son de muy baja probabilidad, las cuales necesitan un estudio por separado. Por lo tanto, si uno puede inferir que el signo de anomalía extrema está definido por determinada condición sinóptica, entonces se puede concluir que estos modelos de circulación tienen idéntica probabilidad de ocurrencia durante todos los meses del año.

Para averiguar si existe un aumento de extremo mensual, sin distinción de meses, en los años modernos, se calcula cuál era la probabilidad empírica de ocurrencia de déficit y exceso para períodos pentádicos. En la Tabla 8.9 se presentan los resultados en términos de diferencias entre las frecuencias absolutas de exceso (decil 10) y déficit (decil 1), para las precipitaciones mensuales (12 meses) y cada uno de los 4 meses característicos. Se observa que, como era de esperar, *existe un aumento de la frecuencia de exceso en épocas modernas, mostrando una variabilidad tanto espacial como temporal*, al igual que en el caso de las tendencias lineales. Los casos más sobresalientes son O.C.B.A., Cacharí, Lamadrid y Ranchos para el caso de las precipitaciones mensuales (12 meses) y para cada uno de los meses se observa un marcado aumento de las diferencias en enero y octubre y con respecto a abril se observa que es el mes más variable.

Tabla 8.9: Diferencias de las frecuencias absolutas entre los casos de exceso y los de déficits, para cada estación y períodos pentádicos..

a) Precipitación mensual (12 meses)

Período	Azu	OCB	Cac	Cha	Dol	Flo	Gue	Jep	Lam	Ran
1890-1894		-1.	-7.	-19.			-6.	-6.	-4.	-8.
1890-1899		2.	-9.	1.			-4.	2.	-5.	-2.
1900-1904		4.	-1.	0.	0.	2.	0.	1.	4.	-7.
1905-1909	1.	-4.	-6.	-2.	-5.	-9.	-2.	-2.	0.	-2.
1910-1914	0.	7.	0.	5.	1.	4.	4.	2.	-5.	-1.
1915-1919	7.	-2.	2.	-1.	-2.	-2.	-4.	-9.	1.	-7.
1920-1924	0.	-1.	4.	-4.	-3.	2.	-2.	-5.	-1.	0.
1925-1929	-3.	1.	0.	-1.	-1.	0.	0.	3.	-5.	1.
1930-1934	-2.	3.	0.	-2.	7.	2.	0.	1.	-1.	2.
1935-1939	-5.	-2.	0.	1.	-2.	2.	-1.	-1.	0.	-1.
1940-1944	-1.	2.	2.	0.	-2.	-5.	4.	4.	6.	0.
1945-1949	0.	5.	-1.	-1.	3.	5.	7.	0.	3.	-1.
1950-1954	0.	3.	1.	1.	-1.	2.	1.	1.	0.	1.
1955-1959	-2.	6.	2.	2.	0.	0.	5.	8.	2.	5.
1960-1964	0.	6.	5.	6.	2.	-2.	5.	6.	-1.	3.
1965-1969	1.	0.	5.	0.	-1.	1.	0.	-4.	1.	0.
1970-1974	2.	4.	8.	0.	2.		-1.	-1.	6.	1.
1975-1979	7.	8.	2.	-3.			-1.		1.	1.
1980-1984	-2.	8.	2.	7.			4.		4.	4.

Tabla 8.9: Continúa.

b) Enero.

Período	Azu	OCB	Cac	Cha	Dol	Flo	Gue	Jep	Lam	Ran
1890-1894		0.	-2.	-3.			0.	0.	1.	0.
1895-1899		0.	0.	0.			-1.	0.	-1.	-1.
1900-1904		0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	1.	-1.
1905-1909	1.	0.	1.	-1.	-1.	-2.	0.	-1.	0.	0.
1910-1914	-1.	-2.	-1.	-1.	-1.	0.	0.	0.	-1.	-2.
1915-1919	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	-1.	0.
1920-1924	-1.	0.	0.	-1.	0.	0.	-1.	0.	0.	0.
1925-1929	0.	0.	1.	0.	0.	1.	-1.	0.	0.	0.
1930-1934	0.	0.	1.	0.	1.	1.	0.	1.	1.	1.
1935-1939	-2.	-1.	-1.	-1.	0.	0.	0.	-2.	0.	-1.
1940-1944	-2.	0.	0.	-1.	-1.	-1.	-1.	0.	0.	0.
1945-1949	-1.	1.	-1.	0.	-1.	0.	0.	-2.	0.	-1.
1950-1954	0.	0.	0.	1.	0.	-1.	0.	1.	-1.	0.
1955-1959	0.	2.	0.	2.	1.	2.	2.	2.	1.	2.
1960-1964	1.	1.	1.	1.	0.	0.	1.	0.	0.	1.
1965-1969	1.	0.	0.	1.	1.	0.	0.	1.	-1.	0.
1970-1974	2.	2.	2.	2.	1.		3.	0.	0.	2.
1975-1979	2.	1.	-1.	-1.			0.		1.	-1.
1980-1984	0.	2.	1.	1.			-1.		1.	1.

c) Abril.

Período	Azu	OCB	Cac	Cha	Dol	Flo	Gue	Jep	Lam	Ran
1890-1894		-1.	-1.	-2.			-1.	-1.	0.	-2.
1895-1899		0.	-1.	0.			0.	0.	0.	0.
1900-1904		-2.	-1.	-1.	0.	0.	0.	-1.	1.	-1.
1905-1909	1.	1.	0.	0.	0.	-1.	-1.	1.	1.	1.
1910-1914	0.	3.	1.	1.	0.	1.	1.	0.	0.	0.
1915-1919	3.	2.	3.	2.	1.	1.	2.	1.	1.	2.
1920-1924	0.	-1.	1.	-1.	0.	0.	0.	-1.	0.	0.
1925-1929	0.	1.	1.	1.	1.	1.	1.	1.	-1.	1.
1930-1934	-2.	-1.	-1.	-1.	-1.	0.	-2.	-1.	-1.	-1.
1935-1939	-1.	-1.	0.	0.	-1.	-1.	-1.	-2.	-1.	-1.
1940-1944	0.	1.	-1.	-1.	-1.	-1.	0.	0.	0.	-1.
1945-1949	1.	1.	0.	1.	1.	2.	1.	1.	1.	1.
1950-1954	0.	0.	0.	0.	-1.	-1.	0.	0.	1.	0.
1955-1959	0.	1.	0.	1.	1.	0.	1.	1.	-1.	1.
1960-1964	-1.	1.	-1.	0.	0.	-1.	1.	0.	-2.	0.
1965-1969	-1.	-1.	0.	0.	-1.	1.	-1.	0.	-1.	0.
1970-1974	0.	-1.	0.	-1.	1.		-1.	0.	0.	-1.
1975-1979	-1.	0.	1.	-1.			-1.		0.	0.
1980-1984	1.	1.	0.	1.			1.		3.	0.

Tabla 8.9: Continúa.

d) Julio.

Período	Azu	OCB	Cac	Cha	Dol	Flo	Gue	Jep	Lam	Ran
1890-1894		2.	1.	0.			0.	1.	2.	-1.
1895-1899		0.	-2.	0.			0.	1.	0.	0.
1900-1904		1.	0.	-1.	-1.	1.	-1.	1.	0.	0.
1905-1909	0.	1.	1.	0.	-1.	0.	0.	0.	0.	0.
1910-1914	-2.	1.	0.	2.	1.	1.	1.	1.	-1.	0.
1915-1919	0.	-2.	0.	-2.	-2.	-2.	-2.	-2.	0.	-2.
1920-1924	0.	0.	-1.	-1.	0.	0.	0.	-1.	0.	-1.
1925-1929	-2.	0.	-1.	-1.	-1.	-1.	-1.	-1.	-1.	-1.
1930-1934	0.	1.	0.	1.	2.	1.	1.	0.	-2.	1.
1935-1939	0.	-2.	0.	-1.	-1.	0.	-1.	-1.	0.	-1.
1940-1944	0.	1.	0.	0.	0.	-1.	0.	0.	1.	0.
1945-1949	1.	0.	0.	-1.	1.	1.	1.	-1.	0.	0.
1950-1954	1.	-1.	1.	0.	1.	1.	0.	0.	0.	1.
1955-1959	2.	1.	0.	1.	1.	0.	1.	1.	2.	1.
1960-1964	0.	1.	1.	2.	-1.	-1.	0.	1.	0.	0.
1965-1969	0.	0.	1.	0.	1.	0.	2.	0.	1.	0.
1970-1974	0.	1.	0.	1.	0.		0.	0.	0.	1.
1975-1979	1.	2.	1.	0.			0.	0.	0.	0.
1980-1984	-2.	-1.	0.	0.			0.	0.	-2.	1.

e) Octubre.

Período	Azu	OCB	Cac	Cha	Dol	Flo	Gue	Jep	Lam	Ran
1890-1894		0.	-1.	-2.			1.	-1.	-2.	0.
1895-1899		1.	-1.	0.			-1.	0.	-1.	0.
1900-1904		0.	-1.	-1.	0.	0.	-2.	0.	0.	-1.
1905-1909	1.	1.	0.	1.	0.	1.	1.	1.	0.	1.
1910-1914	1.	1.	-1.	1.	-1.	0.	-1.	0.	0.	1.
1915-1919	-1.	-2.	-2.	-3.	-2.	-1.	-2.	-3.	0.	-3.
1920-1924	0.	-1.	0.	0.	0.	0.	1.	0.	0.	0.
1925-1929	-1.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	-1.	-1.
1930-1934	0.	0.	0.	-1.	1.	1.	0.	0.	0.	0.
1935-1939	1.	1.	1.	1.	1.	1.	1.	1.	1.	1.
1940-1944	0.	1.	0.	0.	0.	-1.	-1.	0.	0.	-1.
1945-1949	-1.	1.	-1.	0.	-1.	-1.	0.	1.	0.	0.
1950-1954	0.	0.	0.	0.	0.	1.	0.	0.	1.	-1.
1955-1959	-2.	0.	1.	-1.	1.	0.	0.	0.	-2.	0.
1960-1964	-1.	0.	1.	-1.	-1.	-1.	-1.	2.	0.	-1.
1965-1969	1.	1.	2.	1.	2.	0.	1.	0.	1.	1.
1970-1974	0.	0.	2.	1.	0.		0.	0.	1.	1.
1975-1979	2.	0.	0.	1.			1.		1.	1.
1980-1984	1.	1.	0.	2.			2.		2.	1.

Capítulo 8

Para poder estimar el riesgo de la ocurrencia de extremo y su homogeneidad a través de la distancia, se calcula la función de probabilidad empírica conjunta tomando como origen, primero a O.C.B.A. y luego a Lamadrid. Estas estaciones están ubicadas en dos de los extremos latitudinales de la zona de estudio. En este caso fue necesario utilizar el período en común para todas las estaciones (1907-66).

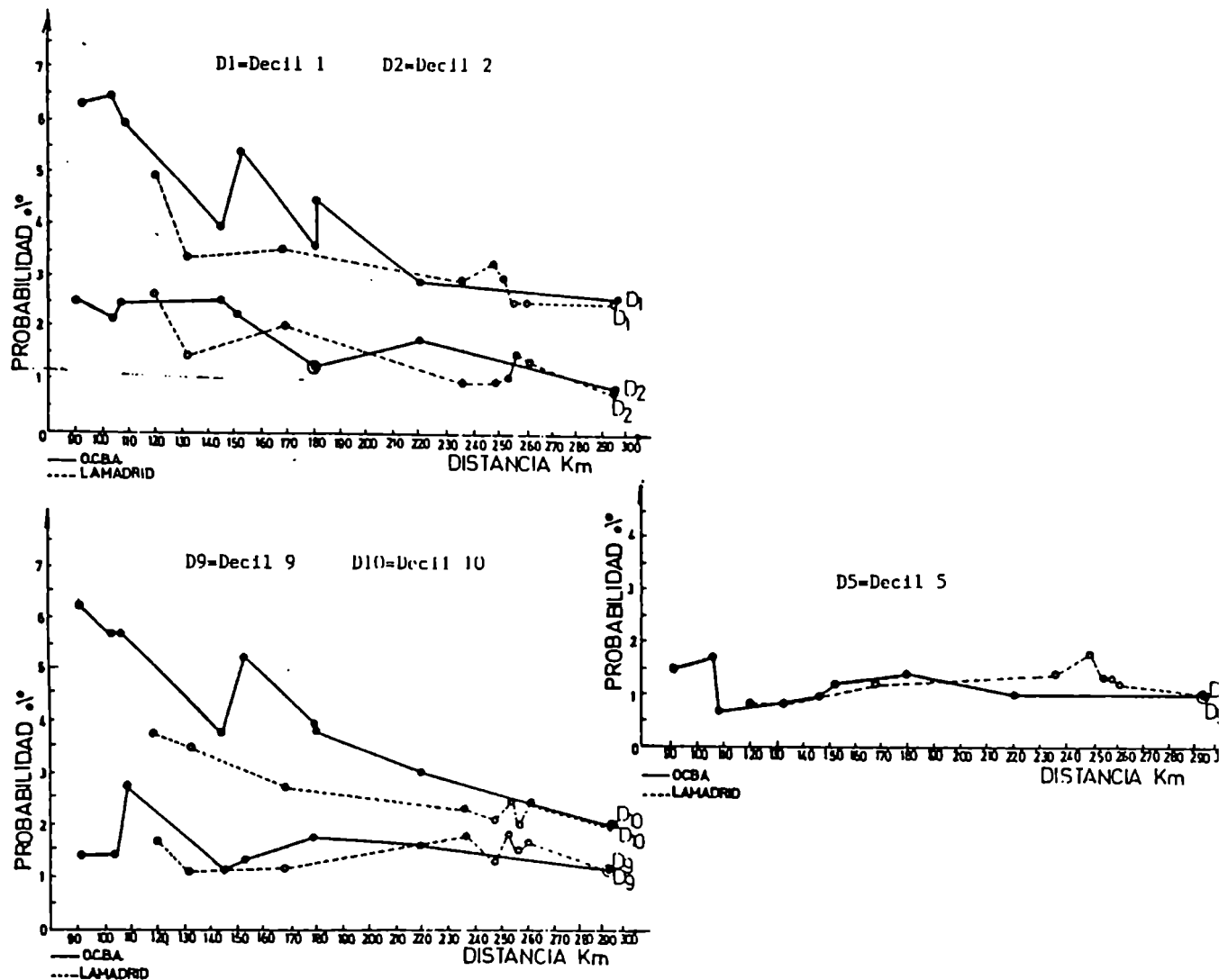


Figura 8.3: Frecuencias relativas conjuntas en función de la distancia tomando como origen OCBA y Lamadrid.

En la Figura 8.3 se graficaron no sólo las condiciones extremas de precipitación mensual (deciles 1 y 10), sino también los valores medios (decil 5) y condiciones no "tan extremas" (deciles 2 y 9). De ella se pueden extraer las siguientes conclusiones: para una distancia determinada, si bien las probabilidades

Capítulo 8

empíricas son pequeñas, existe mayor coherencia en los datos extremos, mayor en O.C.B.A. que en Lamadrid, disminuyendo notablemente para los deciles 2 al 9. A su vez, ésta no es absoluta ya que, por ejemplo para el decil 1 solamente del (50 al 60)% de los casos es coincidente para las estaciones más cercanas (Figura 8.3 a)). La disminución de dicha función para Lamadrid, sobretudo para las condiciones extremas, puede deberse a que la coherencia disminuye más rápidamente en dirección norte. O sea que desde un punto de vista del régimen de precipitación en la región, este resultado muestra el efecto de transición en el borde SO de la región. Al trabajar en grandes escalas espaciales, la función de probabilidad empírica de ocurrencia conjunta en función de la distancia decae fuertemente, siendo mayor el deterioro para la situación deficitaria.

Para averiguar si existe alguna influencia geográfica (costa - continente), se agrupan a las estaciones en "continentales": subregión 1 (SR1): compuesta por las estaciones Las Flores, Cachari y Azul, y "costeras": subregión 2 (SR2): compuesta por Jeppener, Ranchos y Chascomús y subregión 3 (SR3): Dolores y Guerrero. Se calcula la frecuencia relativa empírica de ocurrencia conjunta para cada una de las tres subregiones y para distintos pares de estaciones (ver leyenda de la Figura 8.4). Para cada subregión se observa *la mayor coherencia en condiciones extremas, disminuyendo y sin existir grandes diferencias para los otros deciles* (Figura 8.4 a)). Al comparar las curvas con igual condición geográfica (SR2 y SR3) se observan las mayores diferencias en condiciones medias. Estas desaparecen cuando se comparan las dos subregiones que tienen la misma cantidad de estaciones y pertenecen a distintas condiciones geográficas. Esto nos está indicando que posiblemente *la similitud de las curvas en condiciones medias depende más de la cantidad de estaciones involucradas en el cálculo de probabilidad conjunta que de la distancia existente entre ellas o bien la estación Ranchos pertenece al grupo continental*. En la Figura 8.4 b) se presentan algunas comparaciones para distintas distancias y condiciones geográficas que verifican la conclusión anterior. De esta figura se vuelven a cumplir las conclusiones anteriores, *mayor coherencia en condiciones extremas disminuyendo y sin existir grandes diferencias para los demás deciles y mayor homogeneidad para distancias pequeñas*.

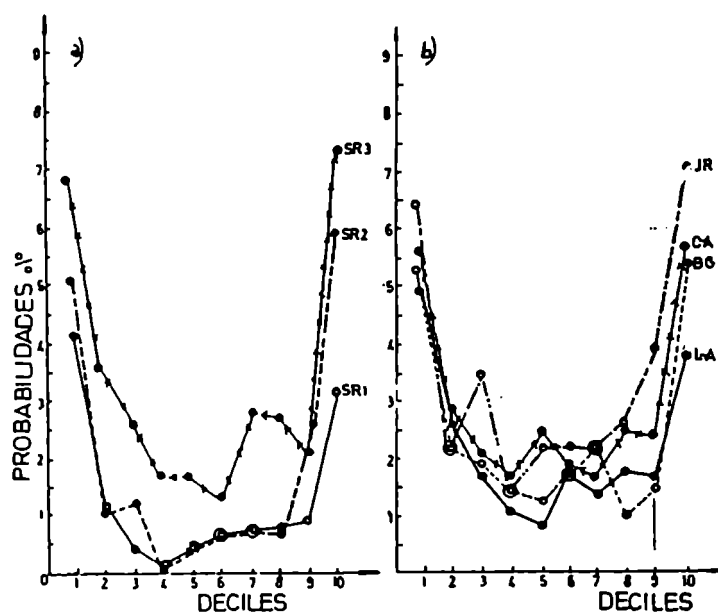


Figura 8.4: Probabilidades empíricas conjuntas en función de los deciles, para:

a) Distintas subregiones:

SR1: Las Flores, Cacharí y Azul.
 SR2: Jeppener, Ranchos y Chascomús.
 SR3: Dolores y Guerrero.

b) Distinta combinación de estaciones:

C-A: Cacharí-Azul (50 Km)
 L-A: Lamdríd-Azul (120 Km)
 B-G: OCBA-Guerrero (152 Km)
 J-R: Jeppener-Ranchos (30 Km).

Tabla 8.10: Variación de la frecuencia relativa conjunta (%) para condiciones extremas y medias cuando aumenta el número de estaciones y por ende el área de estudio.

A = Jeppener, Ranchos, Chascomús, Dolores, Guerrero.

	Deciles				
	1	2	5	9	10
A	3.2	0.0	0.0	0.4	3.7
B=A+Flo	2.1	0.0	0.0	0.0	1.7
C=B+Cac	1.7	0.0	0.0	0.0	1.5
D=C+Azu	1.5	0.0	0.0	0.0	0.8
E=D+OCBA	1.2	0.0	0.0	0.0	1.0
Región Completa	1.0	0.0	0.0	0.0	0.7

Para averiguar hasta dónde se evidencia el efecto costero se analizan las variaciones producidas de las probabilidades empíricas cuando se va introduciendo a dicha zona, comprendida por las estaciones Jeppener, Ranchos, Chascomús, Dolores y Guerrero, sucesivas estaciones continente adentro. De la Tabla 8.10 se observa que si bien la frecuencia relativa es baja en los casos extremos, no es cero

Capítulo 8

como en las condiciones medias. Siendo otra forma de corroborar por un lado, la *mayor coherencia regional en condiciones extremas* y por el otro, la *dificultad que posee la región de un pronóstico climático de precipitación en el período (1907-66)*. Incorporada una estación continental, la probabilidad de ocurrencia conjunta baja y se mantiene prácticamente constante al introducir la siguiente, siendo mayor la probabilidad de la situación deficitaria. Esto implica que desde el punto de vista de estas comparaciones, una sola estación tiene las propiedades del régimen considerado aquí continental. A su vez, se observa y confirma lo perturbado y aleatorio del campo de precipitación.

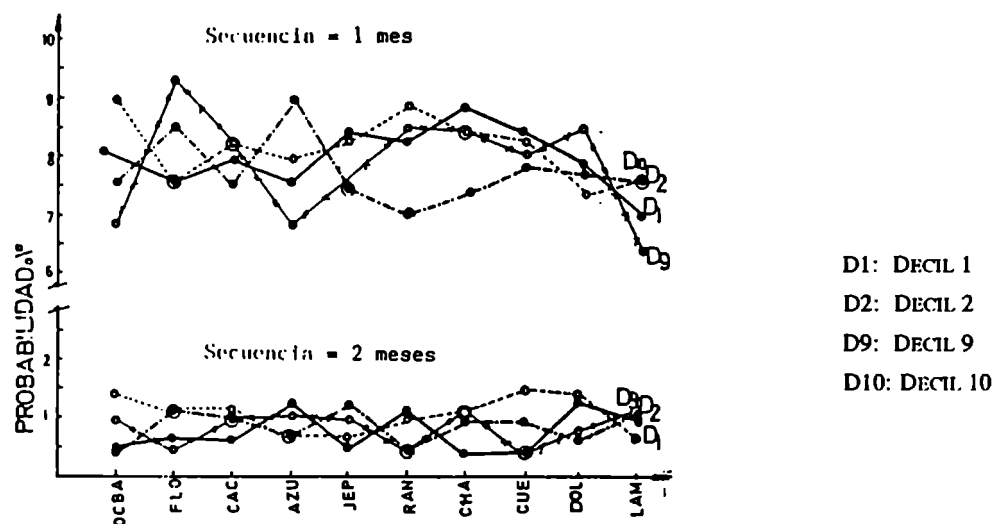


Figura 8.5: Frecuencias relativas de secuencias de 1 y 2 meses de duración para distintos deciles extremos para cada estación.

Un aspecto importante es ver el comportamiento de la secuencia mensual. Inicialmente, se calcula dicha distribución para cada estación. En la Figura 8.5 se graficaron sólo las frecuencias relativas de las secuencias de 1 y 2 meses de duración, debido a que las secuencias mayores aparecen raramente en algunas estaciones y deciles, siendo la más larga la de 4 meses. Como se puede observar, para cada secuencia, no existen diferencias sustanciales de las probabilidades empíricas entre estaciones ni entre deciles. Otro aspecto importante que se cumple en toda la región es la fuerte disminución de la probabilidad empírica en la secuencia de 2 meses. Al ir agrupando las estaciones, siguiendo el criterio

Capítulo 8

de análisis anterior, se observó que *la probabilidad empírica de ocurrencia conjunta de la secuencia de 2 meses de duración es prácticamente cero*. Como ejemplo, se muestran las probabilidades empíricas conjuntas entre estaciones para cada secuencia mensual tomando como origen a O.C.B.A. (Tabla 8.11). Debido a la baja probabilidad de ocurrencia de las secuencias de más de un mes de duración se verifican las conclusiones de las situaciones particulares de precipitación analizadas anteriormente.

Tabla 8.11: Frecuencia relativa conjunta (%) para las secuencias mensuales en función de la distancia, tomando como origen la estación O.C.B.A., para la situación deficitaria. (SEC=Secuencia, DEC=Decil).

O.C.B.A.			Jep	Ran	Cha	Flo	Gue	Cac	Dol	Azu	Lam
Distancia (Km)			92	104	108	144	152	180	180	220	296
D e c · 1	S e c	1	5.8	6.1	5.8	3.9	5.0	3.6	3.9	3.5	2.6
		2	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.3	0.0	0.0
		3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
		4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
D e c 2	S e c	1	2.5	2.1	2.4	2.4	2.2	1.2	1.2	1.7	0.8
		2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

En otro orden, si consideramos a los procesos que generan las lluvias como estacionarios, *estos resultados nos indican que las secuencias largas de extremo de precipitación en esta región tienen baja probabilidad, la cual puede ser estimada*.

8.3 Estructura temporal de las precipitaciones extremas

En esta sección se analizan las oscilaciones temporales de la marcha anual de las precipitaciones extremas. Se analiza si la estacionalidad de la precipitación está influenciada por variaciones en la cantidad anual. Para ello, se seleccionan los doce años más secos y más húmedos de cada estación, se promedian separadamente y calculan análisis armónico. Luego, se plotea la armónica más

importante para cada grupo de años; encontrando que, para los años secos, el ciclo anual tiende a dominar toda la región mientras que, la distribución espacial de la fluctuación predominante para los años húmedos muestra agrupamientos regionales, presentando las estaciones costeras un prodominio del ciclo semianual (Figura 8.6). Este resultado confirma el significado físico que se le ha dado a las armónicas, mostrando el predominio del calentamiento solar en las estaciones continentales, mientras que en las estaciones hacia el noreste, donde el gradiente de la precipitación aumenta, se ve la influencia del aporte de humedad proveniente de Brasil.

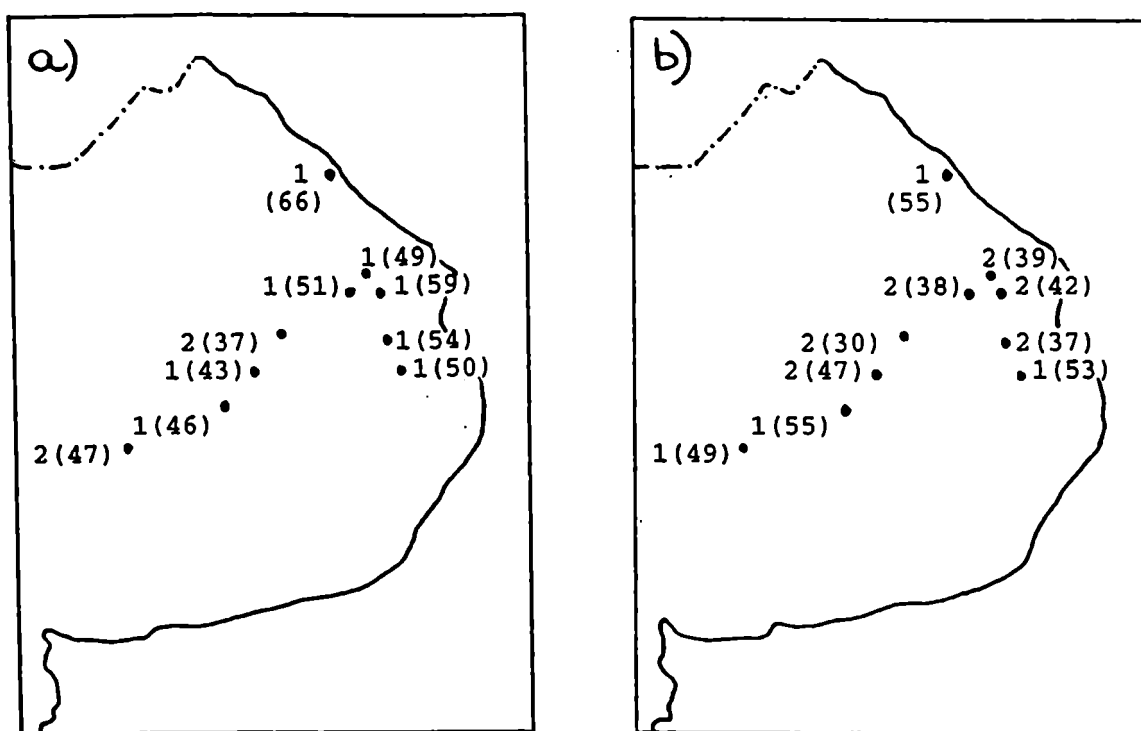


Figura 8.6: Distribución espacial de la armónica y su varianza explicada () para los años a) secos y b) húmedos.

8.4 Descripción del fenómeno El Niño/Oscilación Sur

A lo largo de la costa oeste de América del Sur, la corriente fría del Perú barre las costas peruanas y ecuatorianas hacia el norte, produciendo aguas ricas en nutrientes, dando como resultado grandes producciones de pescados. Cerca de fin de

Capítulo 8

año, una corriente cálida pobre en nutrientes se desplaza hacia el sur reemplazando las aguas frías de superficie. En la mayoría de los años este fenómeno, llamado "El Niño", sólo dura un par de semanas a un mes, después del cual el clima vuelve a su estado normal. En algunos años las temperaturas del mar, producidas por esta corriente cálida, son excepcionalmente altas y continúan así en los meses posteriores. Durante esos meses "El Niño" resulta más intenso y prolongado, convirtiéndose en una anomalía climática de gran escala.

El término Oscilación del Sur (OS) fue un término introducido por Walker y Bliss (1932) el cual relaciona las fluctuaciones del sistema de altas semipermanentes del Pacífico Sur y el aumento de la presión en el sistema de bajas, ubicado sobre Indonesia y el norte de Australia. Generalmente, este fenómeno es considerado como un intercambio de aire entre el hemisferio este y el oeste, principalmente en latitudes tropicales y subtropicales. Los centros de acción varían levemente dependiendo de la época del año, pero básicamente ocurren sobre Indonesia y en el anticiclón del Pacífico sur y son conectados por una circulación zonal este-oeste en el océano Pacífico, llamada circulación de Walker por Bjerknes (1969).

Actualmente se denomina evento ENSO a aquellos en donde los extremos tanto de la OS (alta presión en Darwin y baja en Tahiti) y El Niño (mayor aumento en la temperatura de la superficie del mar, SST, en el Pacífico tropical ocurren simultáneamente. Estos eventos fueron también considerados como eventos calientes por van Loon y Shea (1985). Ambos extremos de la oscilación, la fase asociada con la temperatura de la superficie del mar por arriba de lo normal en el Pacífico central y ecuatorial este (denominado evento caliente) y la condición opuesta, donde dicha temperatura en la misma región está por debajo de lo normal (evento frío), están asociados a anomalías climáticas extremas (Kiladis y Diaz, 1989).

Walker (1923) fue el primero en estudiar estas anomalías climáticas asociadas con la OS, estableciendo que la OS estaba relacionada con sequías en India y fríos y húmedos inviernos sobre el sudeste de Estados Unidos. Berlage (1957) encontró asociación entre la sequía de India con la OS. Sin embargo, no fue hasta los años sesentas que la cupla entre la OS y el océano fue demostrada por Bjerknes (1966).

Capítulo 8

Debido al impacto global que tiene el fenómeno ENSO sobre el clima, numerosos son los trabajos en donde se estudia el efecto climático de la OS. Por ejemplo Ropelewski y Halpert (1986) analizaron el efecto de los eventos calientes sobre la temperatura y la precipitación estacional sobre Norte América. Aceituno (1988,1989) realizó estudios mas regionales sobre Latino América durante los eventos calientes y fríos. Sin embargo, algunos estudios han sido desarrollados desde un punto de vista global de las anomalías climáticas asociadas con la OS. Ropelewski y Halpert (1987,1989) y Lau y Sheu (1988) han encontrado áreas de anomalías de precipitación asociadas con la OS. Teleconexiones espaciales entre los fenómenos tropicales y latitudes medias fueron bien definidas por Horel y Wallace (1981). Algunos estudios caracterizaron a los eventos ENSO, tales como Rasmusson y Carpenter (1982,1983) y van Loon y Shea (1985). Normalmente, anomalías positivas de las temperaturas de la superficie del mar aparecen cerca de la costas de Peru-Ecuador al principio del año calendario. Ellas comienzan a incrementarse en áreas en los meses sucesivos llegando al máximo valor cerca de la costa alrededor de abril-junio. El agua caliente se desparrama hacia el oeste a lo largo del ecuador y por el otoño cubre completamente la parte este y central del Pacífico ecuatorial. Usualmente, anomalías negativas de la temperatura de la superficie del mar reaparecen cerca de América del Sur en los meses sucesivos. Las anomalías negativas luego se desparraman hacia el oeste a lo largo del ecuador mucho más caliente que el año anterior. Estos episodios calientes son asociados con largas anomalías positivas de precipitación en el océano Pacífico central y anomalías negativas de precipitación sobre parte de Indonesia. Las componentes temporales del ENSO fueron analizadas por Rasmusson et. al. (1990) observando una fuerte componente bianual. Trenberth (1976) determinó que la OS tiene una periodicidad de 2 a 10 años, a través del análisis espectral cruzado y coeficiente de correlación cruzado de las anomalías de las presiones mensuales a nivel del mar. Las anomalías del sistema océano - atmósfera durante un año, fija las condiciones del estado opuesto para el siguiente año (Kiladis y van Loon, 1988). Anomalías de lluvia relacionadas con la OS en América del Sur han sido documentados por Mossman (1964) quien notó la relación entre la OS y la lluvia sobre el sur de Brasil,

Paraguay y norte de Argentina. Pisciottano, et. al. (1994) en sus investigaciones del ENSO y su impacto sobre la lluvia en Uruguay, encontraron que en los años con evento El Niño tienden a tener valores de precipitación más alto que el valor medio, especialmente de noviembre al próximo enero. Ropelewski y Halpert (1987) estudiaron en escala global y regional los modelos de precipitación asociados con El Niño/OS. En la zona sur de América del Sur los episodios ENSO muestran una clara tendencia a tener una relación con la precipitación durante los meses de noviembre a febrero.

Los eventos fríos y calientes fueron elegidos sobre la base del índice de la OS y del índice de las anomalías de la SST para el Pacífico ecuatorial este. EL índice de la SST representa la anomalía de la SST estacional dentro de los 4° del Ecuador desde 160° oeste a las costas de América del Sur. Para ser calificado como un evento, la anomalía de SST tiene que ser positiva en al menos 3 estaciones astronómicas consecutivas y 0.5° C por arriba de lo normal en al menos una de las tres estaciones, mientras que el índice estacional de la OS tuvo que permanecer por debajo de -1.0 en el mismo lapso de tiempo. El año 0 de un evento caliente es definido como el año donde el índice de OS cambia de signo desde positivo a negativo y donde las anomalías de la SST del Pacífico ecuatorial este llegan a ser extremadamente positivas. El año 0 de los eventos fríos son definidos cuando tienen las características opuestas (Kiladis y Diaz, 1989).

8.5. Relación de la precipitación con el fenómeno El Niño

Como ya se mencionó anteriormente, el fenómeno ENSO es una interacción océano-atmósfera de gran escala que puede actuar como "disparador" de eventos extremos en determinadas regiones del mundo. El objetivo de esta sección es investigar cuál es la relación entre este fenómeno de gran escala y la precipitación mensual y anual extrema en la región este de la provincia de Buenos Aires. En este estudio se consideran ambos extremos de la Oscilación Sur (OS); la fase asociada con la SST por arriba de lo normal (evento caliente) en la zona centro y este del Pacífico ecuatorial y la condición opuesta de la SST por debajo de lo normal (evento

frío) en la misma zona (Kiladis y Diaz, 1989).

En primera instancia se analiza cuáles son las características de ambas fases de la OS. Para cada estación se calcula cuál es la probabilidad empírica de que los años con fenómeno ENSO estén asociados con precipitación anual por encima de lo normal. En la Figura 8.7 se muestran estas probabilidades para los eventos calientes, fríos y los años No Niños. Estos últimos años son seleccionados como aquellos que no eran ni años Niños ni el año siguiente, debido a que estos pueden presentar alteraciones, o sea conservar memoria del año anterior. *Si se considera al resultado de los años No Niños como el comportamiento climático, la probabilidad asociada a estos casos (Figura 8.7 a)) muestra un gradiente hacia el noreste, resultado propio del comportamiento climático de la región. De la Figura 8.7 b) se puede observar que los eventos calientes tienden a estar asociados con precipitaciones anuales por encima de lo normal (50 al 70%), mientras que para los eventos fríos presentan características completamente inversas (Figura 8.7 c)).*

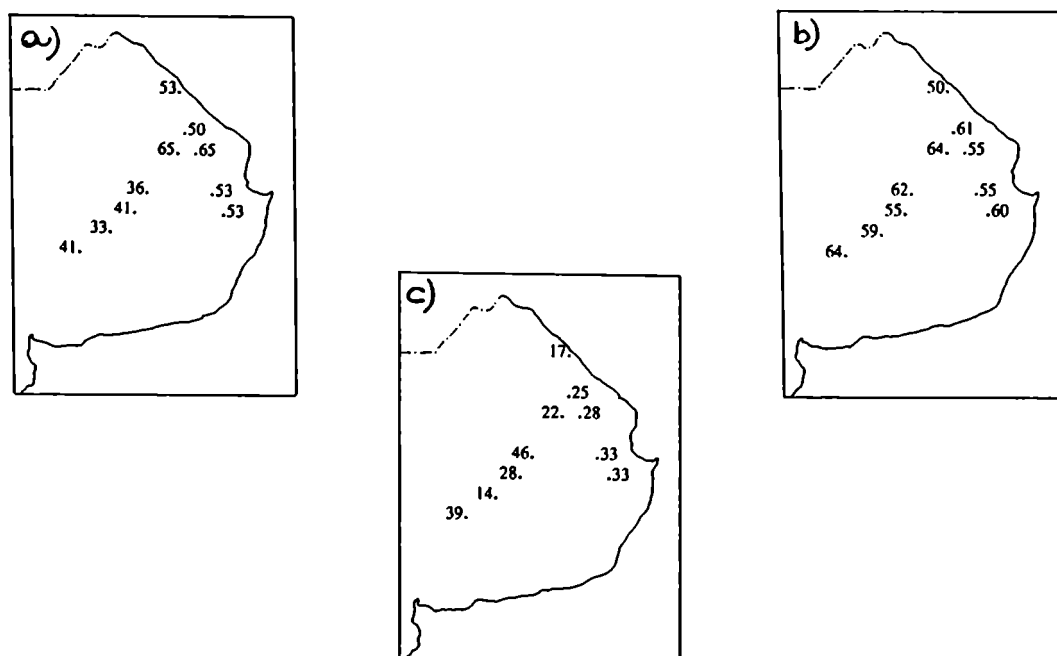


Figura 8.7: Probabilidades empíricas de que los eventos a) No Niños, b) calientes y c) fríos, estén asociados con precipitaciones anuales por encima de lo normal.

Luego, se analiza como es la variabilidad anual de la precipitación mensual

Capítulo 8

para estas tres categorías, más los años Post Niño (año siguiente al evento caliente). Para este estudio se trabaja con la precipitación decílica mensual. En la Figura 8.8 se presenta la marcha anual de la probabilidad de que cada evento presente condiciones extremas de precipitación (deciles (1-2) y (9-10)), para 4 estaciones representativas de la región y la combinación de todas las estaciones. *El comportamiento climático (años No Niños) de la probabilidad de las condiciones extremas (déficit y exceso) muestra una variabilidad a lo largo del año* (Figura 8.8 a). *En los eventos calientes se observa un leve aumento de la probabilidad empírica de ocurrencia de exceso de la precipitación al final del año*, en algunas estaciones (Azul, Dolores, O.C.B.A.), más marcadas que en otras, en concordancia por lo hallado por Ropelewski y Halpert (1987) (Figura 8.8 b). *Los eventos fríos muestran un comportamiento inverso* (Figura 8.8 c) y *los años Post Niños no presentan ninguna variabilidad temporal predominante* (Figura 8.8 d).

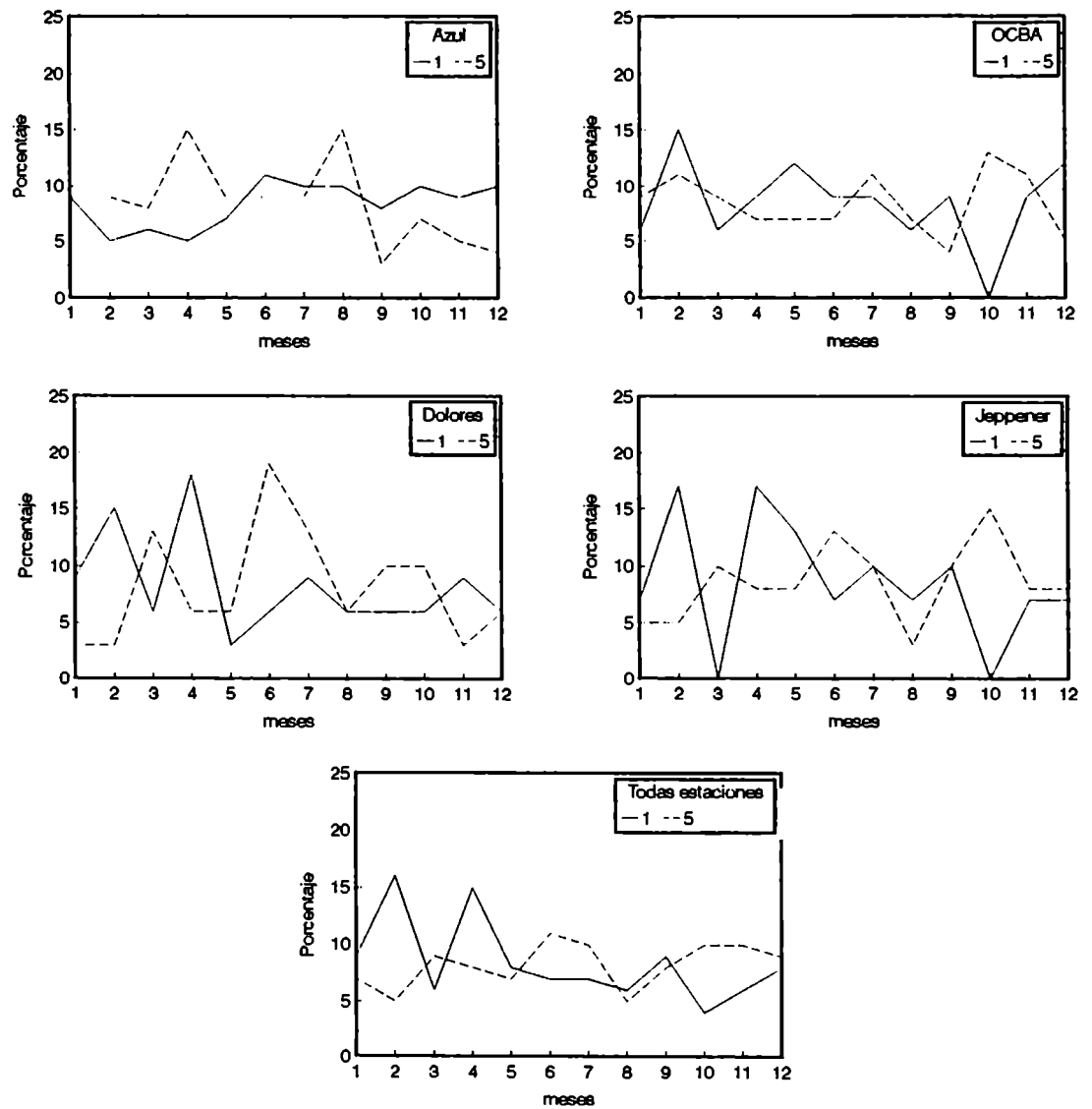


Figura 8.8.a): Probabilidades empíricas de que los eventos No Niños estén asociados con excesos (quintil=5) y déficits (quintil=1) de precipitación mensual, para cuatro estaciones características y la combinación de todas las estaciones.

Capítulo 8

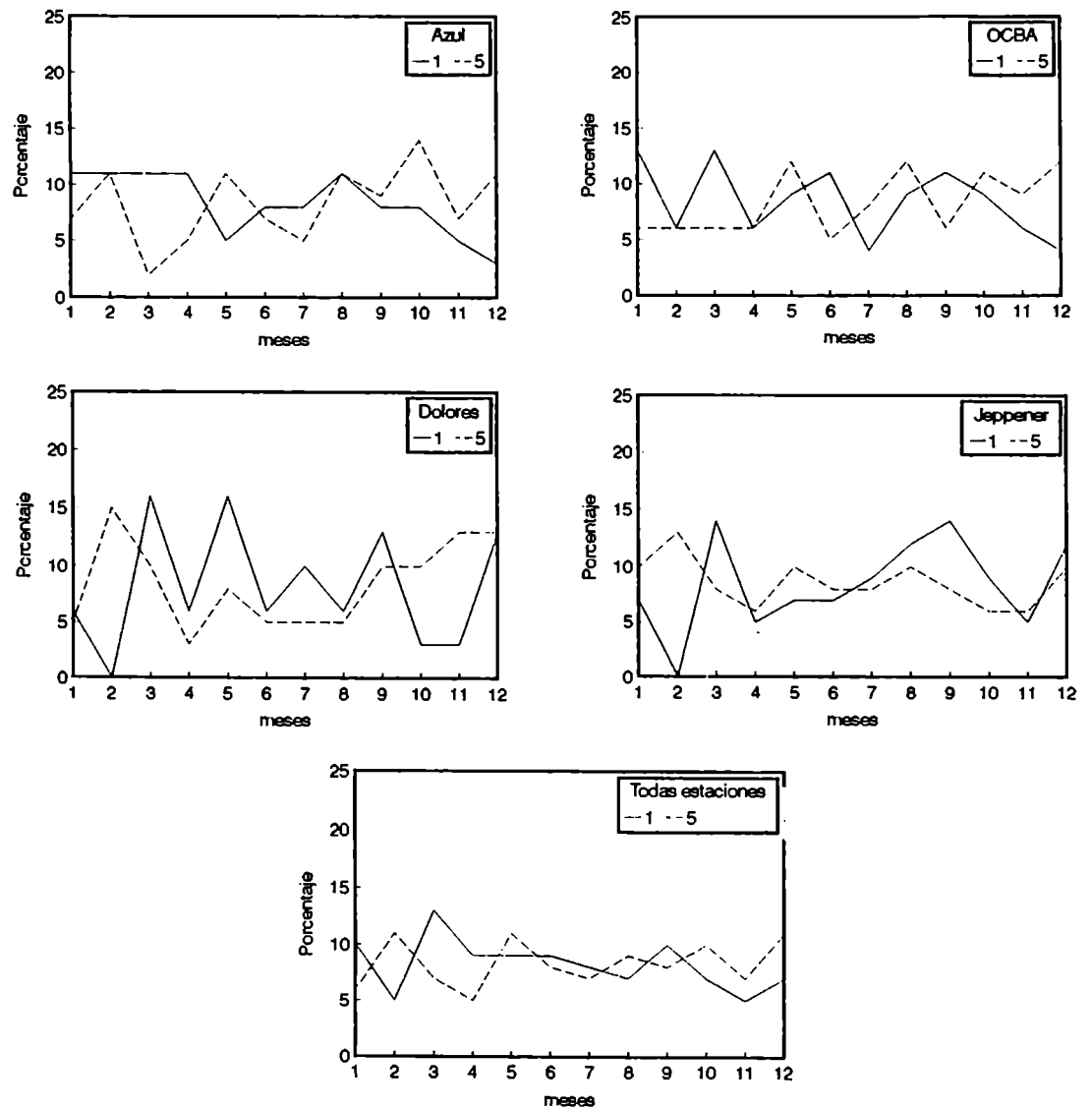


Figura 8.8.b): Idem Figura 8.8.a) para los años con eventos calientes.

Capítulo 8

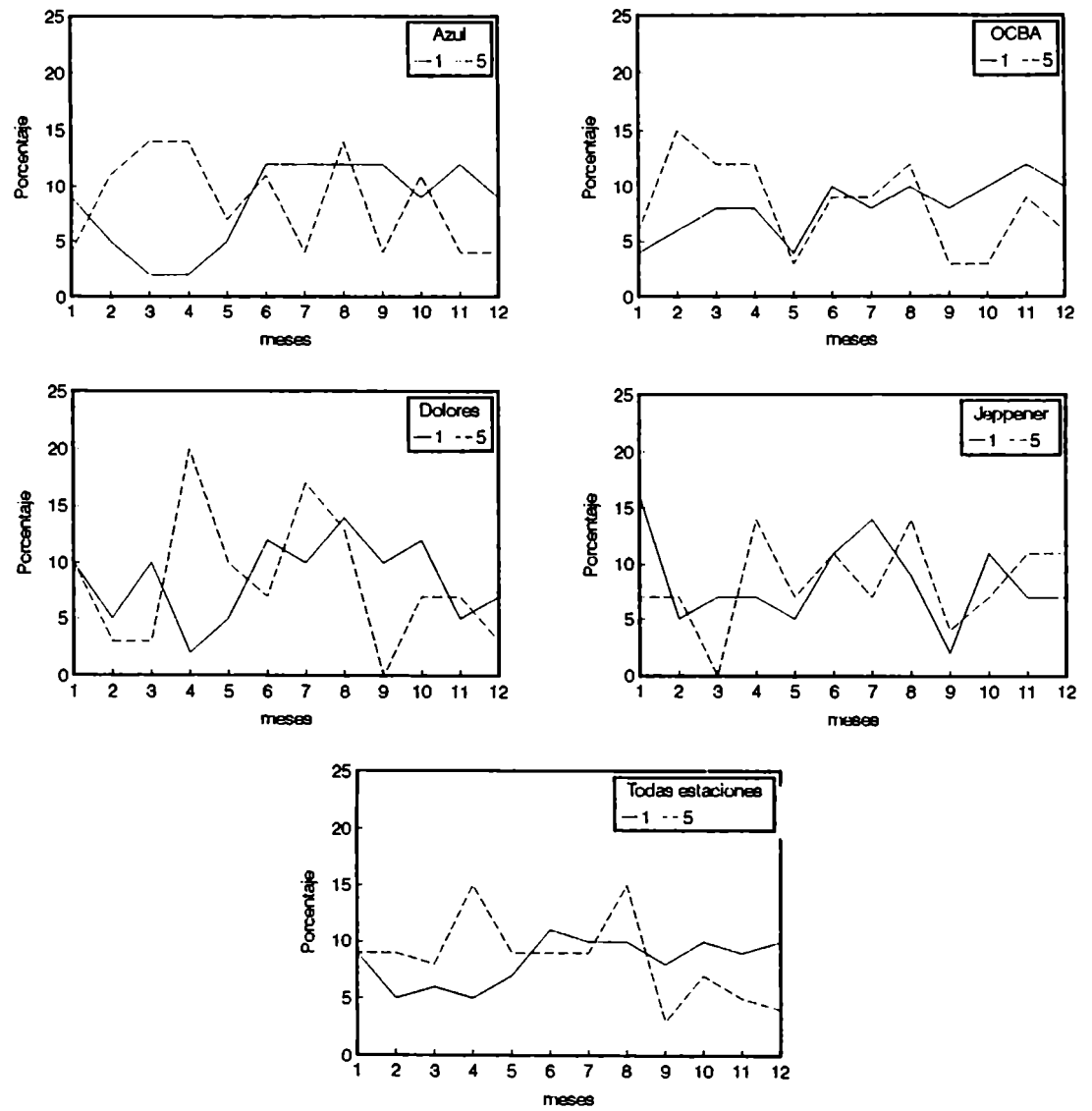


Figura 8.8.c): Idem Figura 8.8.a) para los años con eventos fríos.

Capítulo 8

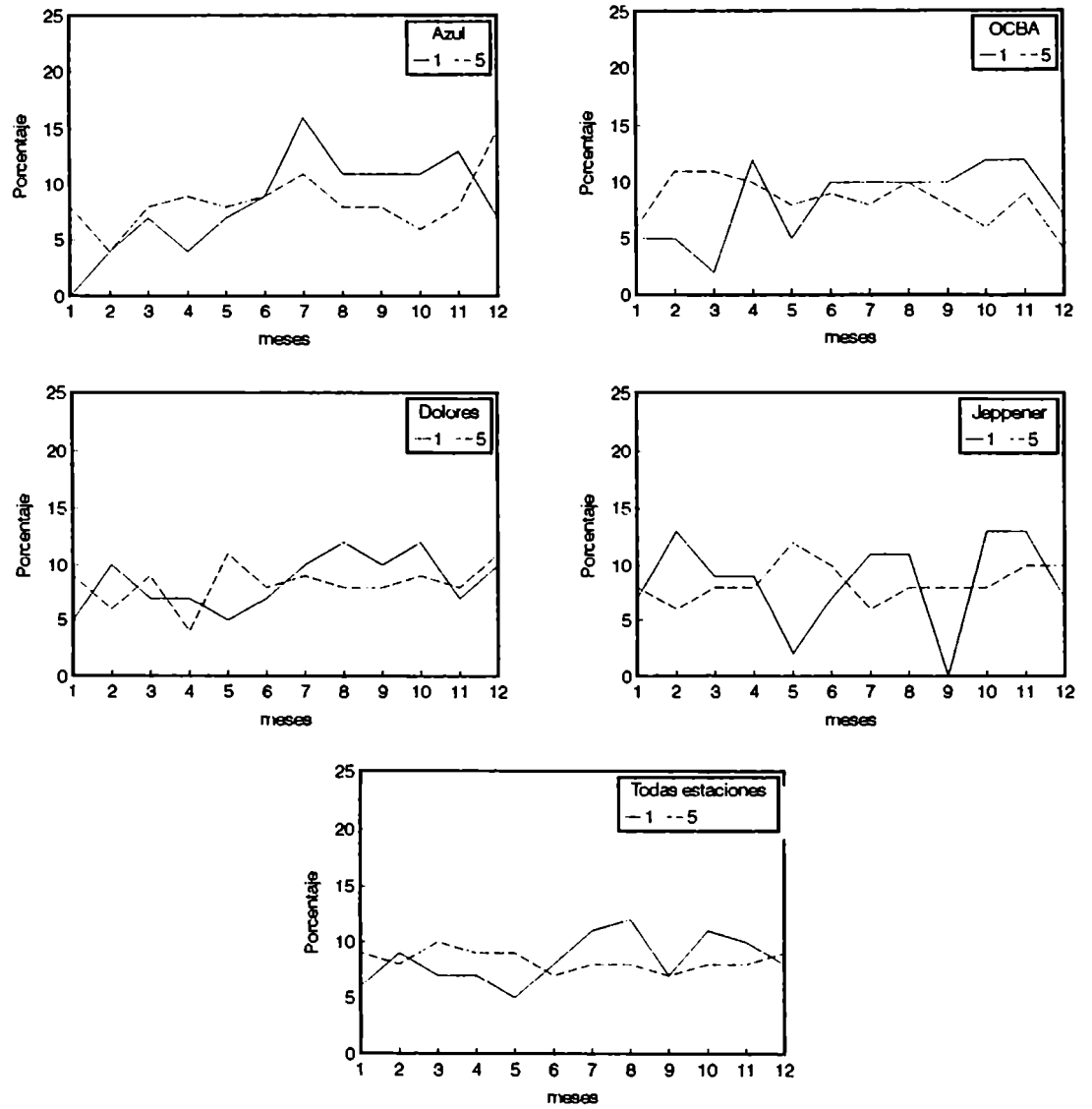


Figura 8.8.d): Idem Figura 8.8.a) para los años Post Niños.

CONCLUSIONES FINALES

- * *El efecto astronómico juega un papel importante en los datos de precipitación mensual, ya que explica gran parte de su variabilidad. Para filtrarlo, se pueden utilizar en forma efectiva, un modelo multiplicativo o a través de la representación decílica del dato.*
- * *Se observa que la intensidad de las anomalías existentes en los datos de precipitación dependen de la época del año; por lo tanto, al elegir uno u otro filtro se estará frente a una situación de compromiso, dependiendo del objetivo del estudio a realizar.*
- * *El ciclo anual no altera la distribución de los datos (sólo existe un corrimiento o cambio de escala cuando se lo filtra), obteniendo el mismo proceso estocástico para la serie con y sin filtro.*
- * *Al analizar la estabilidad de las estimaciones estadísticas se observa que es necesario un lapso de tiempo mínimo de 40 años para garantizar los resultados de cualquier estudio climatológico. Si se utiliza en el estudio, información del siglo pasado, será necesario un lapso de tiempo mayor, al encontrarse una mayor inestabilidad en los primeros años.*
- * *En el caso de la estación O.C.B.A., expresión máxima del efecto de ciudad, se observan tendencias en las precipitaciones mensuales. Esta tendencia no puede obedecer a causas totalmente antropogénicas, ya que tiene ambos signos dependiendo del mes en estudio, visto a través de la evolución temporal de los parámetros de la distribución, y sólo se manifiesta en los valores*

máximos de la distribución.

La región es homogénea en la escala temporal y espacial utilizada, mostrando sólomente que las inhomogeneidades pueden presentarse en el verano. Esto coincidiría con que los mecanismos predominantes para la producción de lluvia son debidos a convección en escalas temporales y espaciales más pequeñas. A continuación se mencionan las conclusiones parciales (a)-d)) más importantes que avalan lo anterior:

- a) *Los distintos parámetros estadísticos de las distribuciones empíricas ajustables a las precipitaciones mensuales de cada estación varían en el transcurso del año pero conservan la estructura anual en todas las estaciones.*
- b) La estructura estadística del campo de precipitación anual, representado por la función de correlación en función de la distancia, permite inferir que los distintos sistemas sinópticos no impondrían características particulares dependientes de la orientación geográfica entre los puntos de la región. Por lo tanto, como inferencia sinóptica se puede concluir que esta escala temporal sólo detecta el paso de los sistemas pero no la estructura de los mismos.
- c) *Las precipitaciones anuales y mensuales no muestran tendencias, lineales y no lineales, significativas en el período en común (1907-1966).*
- d) La onda predominante en la precipitación anual, en casi toda la región, es alrededor de 7 años. Esta característica se refleja principalmente en los meses de abril y octubre. En cambio, el proceso que gobierna el mes de julio es predominantemente aleatorio y enero es el mes de mayor inhomogeneidad regional, en cuanto a la estructura del proceso.

* *La transformada raíz cuadrada de la precipitación acepta un modelo de distribución normal, en todas las estaciones y en las distintas escalas temporales. Esto permite inferir primero, que dos son los mecanismos necesarios para la producción de lluvia, movimiento vertical y contenido*

Capítulo 9

de humedad en el aire. Segundo, las distribuciones de frecuencias de cada estación son representadas por rectas paralelas, lo que permite estimar la probabilidad de cantidad de lluvia para cada escala temporal conociendo la otra. Tercero, las constantes de los modelos de la raíz cuadrada de la precipitación permiten tipificar fácilmente el comportamiento climático de la lluvia en la región.

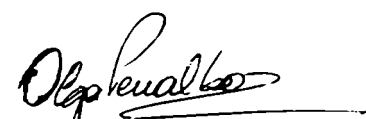
- * La estructura climática anual de la precipitación, representada por el análisis armónico, muestra que las dos primeras armónicas representan la mayoría de los factores físicos responsables de los modelos observados. El ciclo anual, asociado con el calentamiento solar, representa mas del 50% de la varianza total, aumentando su importancia a medida que la estación se aleja de la costa. La onda de 6 meses tiene mayor predominio en la zona costera y estaría relacionada con la advección de humedad proveniente del Brasil, necesaria para la producción de lluvia, de acuerdo a la tipificación de los campos de presión más frecuentes.*
- * La estructura de la precipitación año a año, representada por el análisis armónico, muestra una variabilidad anual, dado que todas las ondas del espectro aparecen como fundamental en algún año pluvial, con un bajo predominio del efecto astronómico. Por lo tanto, este efecto es menos importante que en otras variables meteorológicas.*
- * La probabilidad de obtener el mismo modelo u onda predominante en la estructura anual en todas las estaciones es baja, ya que la coincidencia u homogeneidad disminuye rápidamente con la escala espacial. Por lo tanto, en esta región es poco probable obtener "situaciones climáticas anuales" que definan situaciones espacialmente generalizadas.*
- * La probabilidad de ocurrencia de precipitación anual representada fundamentalmente por el ciclo anual es más frecuente en estaciones continentales, ocurriendo lo contrario para el ciclo semianual. Esto está apoyando lo inferido para el significado físico de las armónicas.*


Capítulo 9

- * Desde el punto de vista del proceso dominante de la serie en el período más largo (1890-1984), se muestra que las estaciones continentales presentan tendencias significativas, aunque los procesos físicos que las generarían no serían los mismos. Estas características anuales se presentan sólo en los meses de mayor precipitación en la zona, enero y octubre. Por lo tanto, se puede concluir que si existen evidencias estadísticas que indiquen cambios sistemáticos en el régimen pluviométrico regional, ello no ocurre en la mayoría de los meses, en el período involucrado.
- * *Las tendencias aludidas anteriormente, no afectarían los valores extremos de la variable sino su comportamiento medio.*
- * La región no presenta un patrón regional definido cuando se analizan las anomalías extremas en cada estación, tanto en términos anuales como mensuales. Las anomalías positivas y negativas corresponden a períodos cortos de duración (no mayores a dos años). Por lo tanto, si el proceso que generan las lluvias es estacionario, la zona noreste de la provincia de Buenos Aires posee baja probabilidad de tener prolongadas sequías o lluvias excesivas.
- * *La probabilidad empírica para períodos pentádicos muestra un aumento de la frecuencia de exceso en épocas modernas, presentando una variabilidad tanto espacial como temporal. Siendo los meses de mayor precipitación (enero y octubre) los que marcan el comportamiento anual.*
- * Existe una mayor coherencia regional en las situaciones extremas que en las medias, siendo mayor esta coherencia en el sentido NE-SO.
- * *La secuencia mensual más probable de condiciones extremas es la de un mes, mostrando una fuerte disminución de la probabilidad empírica para la secuencia de dos meses. Esto coincide con las conclusiones halladas en términos anuales, donde el riesgo de condiciones climáticas extremas que perduran en el tiempo es muy bajo y a su vez, casi cero cuando se le exige coherencia regional.*

Capítulo 9

- * La estructura temporal climática de las precipitaciones extremas muestra que los años "secos" para todas las estaciones están dominados por el ciclo anual, mientras que para los años "húmedos" la región muestra un agrupamiento regional, presentando las estaciones costeras un predominio del ciclo semianual, mostrando la necesidad del aporte de humedad proveniente del noreste argentino.
- * *Los eventos calientes (ENSO) tienden a estar asociados con precipitaciones anuales por encima de lo normal y la precipitación mensual a mostrar un aumento al final del año.*
- * La física de la lluvia es similar en todos los meses desde el punto de vista de la climatología sinóptica.


Lic. Olga C. Penalba


Dr. Walter M. Vargas

APENDICE

A.1. Análisis Armónico

Un fenómeno periódico es aquel en que los valores de la variable dependiente se repiten en intervalos iguales de la variable independiente, la cual es usualmente el tiempo. Uno de los métodos para describir este fenómeno es el análisis armónico. Este método se basa en el hecho que cualquier curva puede ser representada como la suma de una serie de senos y cosenos.

Una serie $x(t)$ discreta, con N observaciones, en intervalos de tiempos t , desde 1 a N , puede estar perfectamente representada por $N/2$ curvas sinusoidales (armónicas 1 a $N/2$). La primera armónica o la de período fundamental = $P = (N/2)$. t , describe la variación más grande en la curva original con un máximo y un mínimo. Su amplitud indica la diferencia entre el máximo y el mínimo. El ángulo de fase representa el tiempo en el cual ocurre el valor máximo. La segunda armónica que tiene dos máximos y dos mínimos, describe cualquier variación con período $P/2$ en la curva original. Las ondas remanentes, armónicas 3, 4,..., i , ..., $N/2$, describen variaciones de períodos $P/3$, ..., P/i , ..., $2P/N$, respectivamente. De esta forma, la variable $x(t)$ está representada por:

$$x(t) = \bar{x} + \sum \left[A_i \sin\left(\frac{2\pi}{P}it\right) + B_i \cos\left(\frac{2\pi}{P}it\right) \right]$$

donde \bar{x} representa el valor medio. Los coeficientes A y B pueden ser calculados a través de las N observaciones de la siguiente forma:

$$A_i = \frac{2}{N} \sum \left[x(t) \sin\left(\frac{2\pi}{P}it\right) \right]$$

$$B_i = \frac{2}{N} \sum \left[x(t) \cos\left(\frac{2\pi}{P}it\right) \right]$$

Por simplicidad, los términos de senos y cosenos pueden ser combinados en un sólo término para cada armónica i , dado por:

$$C_i = \cos \left[\frac{2\pi}{P} i(t - t_i) \right]$$

donde C_i es la amplitud de la i -ésima armónica y t_i es su correspondiente ángulo de fase. Ambos parámetros pueden ser hallados a través de las siguientes fórmulas:

$$C_i = \left(A_i^2 + B_i^2 \right)^{0.5}$$

$$t_i = \frac{P}{2\pi i} \arccos \left(\frac{A_i}{B_i} \right)$$

La amplitud puede ser usada para computar el porcentaje de varianza que representa cada armónica en la serie original dada por:

$$S_i^2 = \frac{C_i^2}{2S} \quad i = 1, \dots, \left(\frac{N}{2} - 1 \right)$$

$$S_{\frac{N}{2}}^2 = C_{\frac{N}{2}}^2 / S$$

donde S es la desviación standard de la serie original. Dado que todas las armónicas son independientes y ortogonales (Panofsky y Brier, 1964) la varianza explicada por cada armónica es una buena medida de la importancia de cada armónica.

A.2. Análisis Espectral

El análisis espectral es un método que permite evaluar el problema de variaciones no al azar de las series de tiempo estacionarias. Este método fue derivado del primer principio enunciado por Wiener, el cuál se basa sobre la premisa que la serie de tiempo no está necesariamente compuesta de un número finito de oscilaciones, como se asume al aplicar análisis armónico, cada uno con una longitud de onda discreta. O sea, consiste de infinitos números de pequeñas oscilaciones extendidas sobre una distribución continua de longitudes de ondas. El espectro, por lo tanto, conduce a una medida de la distribución de varianza en una serie de tiempo sobre un dominio continuo de todas las posibles longitudes de ondas, cada una arbitrariamente muy cercana a la otra, siendo el rango de posibles frecuencias desde una longitud de onda infinita (tendencia lineal) a la longitud de onda más corta que puede ser resuelta por cualquier esquema de análisis armónico (igual a dos veces el intervalo entre sucesivas observaciones en la serie).

Un estudio crítico del cálculo del espectro en series meteorológicas finitas fue realizado por Kahn (1957) quien enfatizó los problemas inherentes a la realidad estadística del espectro, el cuál es representativo solo para el intervalo de tiempo de la serie, ya que fuera de él hay una realidad física que puede ser distinta de la encontrada en este período.

Otro factor importante es el espaciamiento de las observaciones, ya que cuando se obtiene el espectro sobre un gran rango de frecuencias, que en meteorología representan procesos de diferentes escalas de tiempo, no se tiene la misma cobertura de observaciones para cada una de ellas. En este sentido debe tenerse en cuenta al analizar el espectro que los resultados obtenidos permitirán identificar aquellos fenómenos cuya escala está de acuerdo con el registro utilizado.

Los procedimientos para computar el análisis de poder varían. En este estudio se van a seguir los lineamientos de Tukey (1950) y Blackman y Tukey (1958). O sea, dada una serie de N valores igualmente espaciados, el primer paso es calcular todos los coeficientes de correlación para desfases de 0 a m unidades de tiempo ($m < N$). Luego, se calcula la transformada coseno de estos $m+1$ valores

correlacionados. Dicha transformada conduce a $m+1$ estimaciones del espectro de poder, el valor i -ésimo ($0 \leq i \leq m$) dá una medida de la varianza total en la serie original. Las estimaciones son luego suavizadas a través de promedios móviles de 3 términos, con pesos iguales a 0.25, 0.5 y 0.25 respectivamente. Este promedio es necesario para derivar estimaciones consistentes del espectro final en términos de $m+1$ estimaciones discretas. Ya que el espectro es ostensiblemente una función continua en vez de una discretización, el paso final en el análisis es ajustar una curva suave a lo largo de las $m+1$ estimaciones. Este procedimiento consiste en hacer la curva tan suave como sea posible sin violar los límites de confianza de las estimaciones individuales. Esto es en definitiva asumir que el espectro del universo (del cual nuestra serie, sujeta al análisis, es una muestra) es en efecto una función continua.

A.2.a. Descripción matemática del método

Sea x_t una serie de N términos, la covarianza para distintos desfases será:

$$C_\tau = \frac{1}{N} \sum (x_i - \bar{x}) (x_{i+\tau} - \bar{x})$$

siendo \bar{x} el valor medio de toda la serie temporal x_i . Las estimaciones espectrales S_k son obtenidas directamente de la serie de coeficientes de correlación C_τ :

$$S_0 = \frac{1}{2m} (C_0 + C_m) + \frac{1}{m} \sum C_\tau$$

$$S_k = \frac{C_0}{m} + \frac{2}{m} \sum C_\tau \cos \left[\frac{\pi k \tau}{m} + \frac{1}{m} C_m (-1)^k \right]$$

$$S_m = \frac{1}{2m} [C_0 + (-1)^m C_m] + \frac{1}{m} \sum (-1)^\tau C_\tau$$

La primera de estas ecuaciones es usada para computar la estimación espectral en la frecuencia cero, la cual corresponde a una longitud de onda infinita (tendencia) y la tercera es usada para computar la última estimación espectral, la que corresponde a la longitud de onda más corta igual a dos veces el intervalo sucesivo de observaciones. Las $m+1$ estimaciones espectrales son computadas de la segunda ecuación, variando k desde 1 hasta $m-1$. Las estimaciones espectrales finales son el resultado del suavizado a través de promedios móviles de 3-términos. En el método de Hamming

las fórmulas de suavizado son las siguientes:

$$S_0 = \frac{1}{2}(S_0 + S_1)$$

$$S_k = \frac{1}{4}(S_{k-1} + 2S_k + S_{k+1}) \quad k = 1, 2, \dots, m-1$$

$$S_m = \frac{1}{2}(S_{m-1} + S_m)$$

A.2.b. Propiedades del espectro de poder

La ventaja que posee este análisis espectral es el hecho que el *lags* o desfase máximo m de la serie de coeficientes de correlación puede ser independiente de la longitud total de la serie de tiempo N . La resolución del espectro es directamente proporcional a m y en efecto al número de estimaciones espectrales para las cuales el espectro es representado igual a $m+1$. Así, si m es elegido muy pequeño, la resolución es pobre, siendo las estimaciones altamente estables desde el punto de vista estadístico.

De acuerdo a Tukey (1950), las estimaciones espectrales están distribuidas como χ^2 dividido por los grados de libertad ν ($\nu = \frac{2N-m}{2}$). Este hecho permite determinar fácilmente los límites de confianza de cada estimación espectral. De esta forma uno puede elegir de antemano el valor de m que provea en cada caso individual, un compromiso óptimo entre la resolución del espectro deseado y la estabilidad estadística de la estimación espectral.

A.2.c. Limitaciones

Como en el caso del análisis armónico clásico, uno debe ser cuidadoso acerca del problema del "aliasing" en el análisis espectral. Si la serie original consiste de más o menos observaciones instantáneas medidas en intervalos regulares de tiempo, una variación de longitud de onda corta puede ser mal reconstruida como una variación de longitud de onda más larga.

A.2.d. Test de significancia

Si el primer coeficiente de correlación, r_1 , no difiere significativamente de cero, la serie sería considerada libre de persistencia. En este caso la hipótesis nula aproximada sería "ruido blanco", o en otras palabras, una línea recta cuyo valor es igual al promedio de las $m+1$ estimaciones del espectro completo.

Si r_1 difiere de cero, es necesario verificar si los coeficientes r_2 , r_3 y r_k se aproximan a la relación exponencial markoviana:

$$r_2 \cong r_1^2 \quad r_3 \cong r_1^3 \quad y \quad r_k \cong r_1^k$$

En este caso la hipótesis nula sería "ruido rojo" o "proceso Markoviano" y el continuo nulo puede calcularse:

$$S_k = \bar{S} \left[\frac{1-r_1^2}{1+r_1^2-2r_1 \cos(\frac{\pi k}{m})} \right]$$

donde \bar{S} el valor medio de las $m+1$ raw estimaciones S_k .

Finalmente si r_1 difiere de cero, pero los coeficientes de mayor orden no tienen una relación exponencial con r_1 , luego es dudoso que una persistencia simple de Markov sea la dominante de las fluctuaciones no aleatorias de la serie y por lo tanto, el continuo ruido rojo markoviano no puede ser el adecuado.

A.3. Análisis de Covarianza - Comparación de varias rectas

El propósito del análisis de varianza es determinar cuanto contribuye a la varianza total la variación de un efecto particular y testear si ese factor particular es real o es el resultado de un fenómeno puramente azaroso. Este análisis usa la propiedad que el cociente entre dos varianzas tiene una distribución Fisher.

Dados k grupos de observaciones $(x_{i\nu}, y_{i\nu})$, $i=1, \dots, k$, $\nu = 1, \dots, n_i$, la recta $Y = a_i + b_i x$ será aquella que ajusta cada grupo y s_{i1}^2 la suma de los cuadrados para cada una de las rectas. Estas varianzas pueden ser testeadas por heterogeneidad usando el test de Bartlett y si la hipótesis es aceptada la desviación standard de cada una de las rectas puede ser representada por:

$$s_1^2 = \frac{\sum (n_i - 2) s_{i1}^2}{\sum (n_i - 2)}$$

El análisis de varianza esta basado en la identidad:

$$y_{i\nu} - \bar{y}_{..} = (y_{i\nu} - Y_{i\nu}) + (Y_{i\nu} - \bar{y}_{..})$$

donde $Y_{i\nu}$ es el Y dado por la recta de regresión que asume que todas las observaciones provienen de una misma población. Elevando al cuadrado y sumando sobre i y ν

$$\sum \sum (y_{i\nu} - \bar{y}_{..})^2 = \sum \sum (y_{i\nu} - Y_{i\nu})^2 + \sum \sum (Y_{i\nu} - \bar{y}_{..})^2$$

Esta desviación puede ser escrita como:

$$\begin{aligned} y_{i\nu} - Y_{i\nu} &= \left[y_{i\nu} - [\bar{y}_{i.} + b_i(x_{i\nu} - \bar{x}_{i.})] \right] + (b_i - \bar{b})(x_{i\nu} - \bar{x}_{i.}) + \\ &\left[\bar{y}_{i.} - [\bar{y}_{..} + \hat{b}(\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..})] \right] + \\ &[(\bar{b} - \hat{b})(x_{i\nu} - \bar{x}_{i.}) + (\hat{b} - b)(x_{i\nu} - \bar{x}_{..})] \end{aligned}$$

donde cada uno de los términos de la derecha de esta igualdad tienen una interpretación muy útil y estan resumidos en la siguiente tabla:

Fuente de variación	Grados de libertad	Desviaciones Medias
Entre b y b	1	s^2_4
Desviación de la media grupal respecto a las respectivas rectas	k - 2	s^2_3
Entre las pendientes individuales b_i	k - 1	s^2_2
Entre las líneas individuales	$\Sigma n_i - 2k$	s^2_1

Por lo tanto, dependiendo de la hipótesis a estudiar se hará el cociente entre varianzas para la aplicación del test de Fisher.

A.4. Test de Bartlett: Test para la igualdad de varias varianzas

Dados k grupos de observaciones $x_{i,j}$, con $i = 1, \dots, k$; $j = 1, \dots, n_i$, donde cada grupo tiene n_i observaciones, las cuales están distribuidas normalmente con medias \bar{x}_i y varianzas σ_i^2 . La hipótesis nula que se desea testar es:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots \sigma_k^2 = \sigma^2$$

contra la alternativa que las σ_i^2 son en general diferentes.

Esta hipótesis puede ser testada con el estadístico:

$$\frac{1}{C} \left[\sum (n_i - 1) \log s^2 - \sum (n_i - 1) \log s_i^2 \right]$$

el cual tiene una distribución χ^2 con $(k-1)$ grados de libertad.

BIBLIOGRAFIA

- Aceituno, O., 1988: On the functioning of the Southern Oscillation in the South American Sector. Part I: Surface climate, *Mon. Wea. Rew.*, **116**, 505-524.
- Aceituno, O., 1989: On the functioning of the Southern Oscillation in the South American Sector. Part II: upper-air circulation, *Jour. of Climate*, **118**, 341-355.
- Barger, G.L. y Thom, H.C.S., 1949: Evaluation of Drought hazard, *Agron. Jour.*, **41**, 519-526.
- Barros V. y Mattio H. F., 1977: Tendencias y fluctuaciones en la precipitación de la región patagónica, *Meteorológica*, **VIII/IX**, 237-246.
- Blackman, R.B. y J. W. Tukey, 1958: The measurement of power spectra, New York, Dover Publications.
- Berlage, H. P., 1957: Fluctuations of the general circulation of more than one year, their nature and prognostic value, *Med. Kon. Nederl. Inst.*, **69**, 152 pp.
- Bjerknes, J, 1966: A possible response of the atmospheric Hadley circulation to equatorial anomalies of ocean temperature, *Tellus*, **18**, 820-829.
- Bjerknes, J, 1969: Atmospheric teleconnections from the equatorial Pacific, *Mon. Wea. Rew.*, **97**, 163-172.
- Brownlle, K., 1965: Statistical theory and methodology in Sciences and Engineering, *Columbia University Press*, New York.
- Buishand, T. A., 1977: *Stochastic Modelling of Daily Rainfall Sequences*, Wageningen, The Netherlands.
- Buishand, T. A., 1985: The effect of seasonal variation and serial correlation on the

- extreme value distribution of rainfall data, *Jour. Climate and Applied Met.*, **24**, 154-160.
- Buishand, T. A., 1989: Statistics of extremes in climatology, *Statistica Neerlandica*, **43**, 1-15.
- Buishand, T. A., 1991: Extreme rainfall estimation by combining data from several sites, *Hydrol. Sciences*, **36**, N°4, 345-365.
- Bunting, A. H., Dennett, M. D., Elston, J. y Milford, J. R., 1976: Rainfall trends in the West African Sahel, *Quart. J. R. Met. Soc.*, **102**.
- Camuffo D., 1984: Analysis of the Series of Precipitation at Padova, Italy, *Climatic Change*, **6**, 57-77.
- Caviedes, C., 1981: Rainfall in South America. Seasonal Trends and Spatial Correlations, *Erdkunde*, Born, **35**, 107-118.
- Compagnucci, R. H., J. A. Boninsegna y S. Heinrich, 1981: Series de precipitación de la región centro oeste y sus variaciones, *Geoacta*, **11**, N°2, 219-231.
- Compagnucci, R. H. y W. M. Vargas, 1985: Algunos métodos estadísticos para la tipificación de situaciones sinópticas: discusión metodológica, *Geoacta*, **13**, N°1, xx.
- Conrad, V., 1941: The variability of precipitation, *Mon. Wea. Rev.*, **69**, 5-11.
- Chagnon, S. A. Jr., 1968: The La Porte Anomaly-Fact or Fiction?, *Bull. Am. Met. Soc.*, **49**, N°1, 4-11.
- Davis, R.E., 1976: Predictability of sea surface temperature and sea level pressure anomalies over the North Pacific Ocean, *J. Phys. Oceanogra.*, **6**, 249-266.
- Doberitz, R., 1967: Spectrum and Filter Analysis of Rainfall for Equatorial Pacific Islands, *In Bonner Meteorologische Abhandlungen*, Heft, **7**, 9-51.
- Dyer, T.H. y M.E. Marker, 1978: On the variation of rainfall over South West Africa, *S.Afr. J. Sci.*, **60**, 144.
- Ehrendorfer, M., 1986: A regionalization of Austria's precipitation climate using principal component analysis, *Journal of Climatology*, **7**, 71-89.

- Finkelstein P. L. y L. E. Truppi, 1991: Spatial Distribution of Precipitation Seasonality in the United States, *Jour. Climate*, **4**, 373- 385.
- Fletcher, R. D., 1950: A relation between maximum observed point and areal rainfall values, *Transactions*, **31**, 344-348.
- Gandin, L. S., 1965: Objective Analysis of Meteorological Fields, *Israel, Program for Scientific Translations*, Jerusalem.
- Gregory, J.M., Jones, P.D. y Wigley T.M.L., 1991: Precipitation in Britain: an analysis of area-average data updated to 1989, *Inter. Jour. of Climat.*, **11**, 331-345.
- Gumbel, E.J., 1958: Statistics of extremes, *Columbia University Press*, New York.
- Gupta S.S. y Panchapakesan S., 1980: Some Statistical Techniques for Climatological Data, *Statistical Climatology, Developments in Atmospheric Sciences*, **13**, Elsevier.
- Hoffmann, J. A., 1970, a): Características de las series de precipitación en la República Argentina, *Meteorológica*, **1**, N° 3, 166-190.
- Hoffmann, J. A., 1970, b): La distancia crítica para la interpolación de datos y la reducción de las estadísticas de precipitación al mismo período en la República Argentina, *Meteorológica*, **1**, N° 2.
- Hoffmann, J. A., 1971: Frentes, masas de aire y precipitaciones en el norte argentino, *Meteorológica*, **2**, N° 1, 2, 3, 130-149.
- Hoffmann, J. A., 1975: Atlas Climático de América del Sur, *OMM*.
- Hoffmann, J. A., S. E. Nuñez y A. T. Gómez, 1987: Fluctuaciones de la precipitación en la Argentina, en lo que va del siglo, *Preprints del II Congreso Interamericano*.
- Horel, J.D. y J. M. Wallace, 1981: Planetary-scale atmospheric phenomena associated with the Southern Oscillation, *Mon. Wea. Rew.*, **109**, 813-829.
- Horn, L. H., y R. A. Bryson, 1960: Harmonic Analysis of the Annual March of Precipitation over the United States of America, *Ann. Assoc. Am. Geogr.*, **50**, 157-171.

- Hsu C. P., y J. M. Wallace, 1976: The Global Distribution of the Annual and Semianual Cycles in Precipitation, *Mon. Wea. Rev.*, **104**, 9, 1093-1101.
- Huff, F. A. y S. A. Chagnon, 1970: Urban Effects on Daily Rainfall Distribution, *Preprints 2nd Nat. Conf. Wea. Mod.*, Santa Bárbara, 215-220.
- Huff, F. A., S. A. Chagnon y T. A. Lewis, 1971: Climatological Assessment of Urban Effects on Precipitation, *Preprints: Conf. on Air Poll. Met.*, Am. Met. Soc., 98-103.
- Jones, R. H., 1964: Spectral Analysis and Linear Prediction of Meteorological Time Series, *Journal of Applied Meteorology*, **3**, 45-52.
- Kagan, R. L., 1972 a): Precipitation - Statistical principles, *Casebook on Hydrological Network, Organización Met. Mundial*, N°324.
- Kagan, R. L., 1972 b): Planning the spatial distribution of hydrometeorological stations to meet an error criterion, *Casebook on Hydrological Network, Organización Met. Mundial*, N°324.
- Kahn, A. B., 1957: A generalization of average-correlation methods of spectrum analysis, *Jour. Meteorology*, **14**, 9-17.
- Keen, C. S. y P. D. Tyson, 1973: Seasonality of South African Rainfall: a note on its Regional Delimitation using Spectral Analysis, *Arch. Met. Geoph. Biokl.*, Serie B, **21**, 207-214.
- Kiladis, G. N. y H. F. Diaz, 1989: Global climatic anomalies associated with extremes in the Southern Oscillation, *Jour. of Climate*, **2**, 1069-1089.
- Kiladis, G.N. y van Loon H., 1988: The Southern Oscillation. Part VII: Meteorological anomalies over the Indian and Pacific sectors associated with the extremes of the oscillation, *Mon. Wea. Rev.*, **116**, 120-136.
- Kousky, V. E. y I. F. Cavalcanti, 1987: Precipitation and Atmospheric Circulation Anomaly Patterns in the South American Sector, *Preprints II Congreso Interamericano de Meteorología*, Buenos Aires, Argentina.
- Kousky, V. E. y S. Srivatsangam, 1983: The seasonal cycle over the United States and Mexico, *Mon. Wea. Rev.*, **111**, 165-171.

- Krepper, C. M., B. V. Scian y J. O. Pierini, 1989: Time and Space Variability of Rainfall in Central-East Argentina, *J. Climate*, **2**, 39-47.
- Krepper, C. M., B. V. Scian y J. O. Pierini, 1987: Variabilidad de la precipitación en la región sudoccidental pampeana, *Preprints II Congreso Interamericano de Meteorología*, Buenos Aires, Argentina.
- Krepper, C. M., B. V. Scian y J. L. Aiello, 1991: Climatology analysis of rainfall for the Wet Pampa and Northwest of Buenos Aires province, *Adv. Space Res.*, **11**, 109- 112.
- Landin, M. G. y L. F. Bosart, 1985: Diurnal Variability of Precipitation in the Northeastern United States, *Mon. Wea. Rev.*, **113**, 989-1014.
- Lau, K.M. y P.J. Sheu, 1988: Annual cycle, quasi biennial oscillation, and Southern Oscillation in global precipitation, *J. Geophys. Res.*, **93**(D9), 10975-10988.
- Le Cam, L. 1961: A Stochastic Description of Precipitation, *Proc. 4th Berkeley Symposium on Math. Statist. and Prob.*, **3**, 165-186, University of California Press, Berkeley.
- Lucero, O. y N. Rodriguez, 1985: Sequías, *Publicación Interna del Centro de Investigaciones Hídricas*, Región Semiárida.
- Machado, E. A., y A. A. Marchetti, 1955: Régimen de días de lluvia en la República Argentina, *Meteoros*, **4**, 243-275.
- Madden, R. A., 1976: Estimates of the Natural Variability of Time-averaged Sea-level pressure, *Mon. Wea. Rev.*, **104**, 942-952.
- Marchetti, A. A., 1951: Oscilaciones extremas de la cantidad de precipitación en la República Argentina, *Meteoros*, **1**, 46-54.
- Marchetti, A. A., 1952 a): Frecuencias de las lluvias intensas de corta duración en la ciudad de Buenos Aires, *Meteoros*, **1-2**, 7-22.
- Marchetti, A. A., 1952 b): Estudio del régimen pluviométrico de la República Argentina, *Meteoros*, **3-4**, 243-310.
- Mielke, P.W. Jr., 1973: Another Family of Distributions for Describing and Analyzing Precipitation Data, *J. Appl. Met.*, **12**, 275-280.

- Mielke, P.W. Jr. y E. S. Johnson, 1973: Three-Parameter Kappa Distribution Maximum Likelihood Estimates and Likelihood Ratio Tests, *Mon. Wea. Rev.*, **101**, 701-707.
- Minetti J. L. y E. M. Sierra, 1989: The influence of general circulation patterns on humid and dry years in the Cuyo Andean region of Argentina, *Int. Jour. Climatol.*, **9**, 55-68.
- Mitchell, 1966: Climatic Change, Nota Técnica N°79, Organización Meteorológica Mundial, Ginebra.
- Mooley, D.A. y Crutcher, H.L., 1968: An Application of the Gamma Distribution Function to Indian Rainfall, *ESSA Tech. Report*, *ESD 5*.
- Mörth, H. T., 1967: Investigation into the Meteorological Aspects of the Variations in the Level of Lake Victoria, *East African Meteorological Department*, Nairobi, *Memoirs*, **IV**, 2.
- Naghavi, B, F. Xin Yu y V. P. Singh, 1993: Comparative evaluation of frequency distributions for Louisiana extreme rainfall, *Wat. Res. Bull.*, **29**, N°2.
- Nicholls N., 1988: El Niño-Southern Oscillation and rainfall variability, *Jour. Climate*, **1**, 418-421.
- Nicholls N. y A. Kariko, 1993: East australian rainfall events: interannual variations, trends and relationships with the Southern Oscillation, *Journal of Climate*, **6**, 1141-1152.
- Nicholson, S. E., 1986: The spatial coherence of african rainfall anomalies: Interhemispheric teleconnections, *Jour. of Climate and Applied Meteorology*, **25**, 1365-1381.
- Nicks, A.D. 1974: Stochastic generation of the occurrence, pattern, and Location of Maximum Amount of Daily Rainfall, *Proc. Symp. Statistical Hydrology*, Misc. Publ. N° 1275, U.S. Dept. of Agriculture, ARS, 154-171.
- Nishizawa, T. y M. Tanaka, 1983: The annual change in the tropospheric circulation and the rainfall in South America, *Arch. Met. Geoph. Biocl.*, **Ser. B**, **33**, 107-116.

- Nobilis, F., T. Haiden y M. Kerschbaum, 1991: Statistical considerations concerning probable maximum precipitation in the Alpine Country of Austria, *Theor. Appl. Climatol.*, **44**, 89-94. Meteorology, Organización Meteorológica Mundial, Ginebra.
- Nuñez, J. M., 1987: Acerca del régimen de las precipitaciones en la región semiárida de La Pampa, *Preprints del II Congreso Interamericano*.
- Oladipo, E. O., 1986: Spatial Patterns of Drought in the Interior Plains of North America, *Journal Climatology*, **6**, 495-513.
- Öztürk A., 1981: On the Study of a Probability Distribution for Precipitation Totals, *J. Appl. Meteor.*, **20**, 1499-1505.
- Panofsky, H. A., y G. W. Brier, 1964: *Some Applications of Statistics to Meteorology*, The Pennsylvania State University Park.
- Pearson E.A. y H.O. Hartley, 1962: *Biometrika tables for statisticians*, **1**, Cambridge University Press.
- Pisciottano, G., A. Díaz, G. Cazes y C. R. Mechoso, 1994: El Niño-Southern Oscillation impact on rainfall in Uruguay, *Jour. Climate*, **7**, 1286-1292.
- Pittock, A. B., 1980: Patterns of Climatic Variation in Argentina and Chile - I, Precipitation, 1931-60, *Mon. Wea. Rev.*, **108**, 1347-1361.
- Prohaska, F. J., 1952: Regímenes estacionales de precipitación de Sudamérica y mares vecinos (desde 15°S hasta Antártida), *Meteoros*, **1**, 66-100.
- Rasmusson, E. M. y Carpenter, T. H., 1982: Variations in tropical sea surface temperature and surface wind fields associated with the Southern Oscillation /El Niño, *Mon. Wea. Rev.*, **110**, 354-384.
- Rasmusson, E. M. y Carpenter, T. H., 1983: The relationship between eastern equatorial pacific sea surface temperatures and rainfall over India and Sri Lanka, *Mon. Wea. Rev.*, **111**, 517-528.
- Rebella, C. M. y R. A. Díaz, 1982: Tendencias de lluvias en la región centro-oriental argentina, *Comunicación Personal*, 1-15.
- Revfeim, K.J.A., 1982 a): Comments " On the Study of a Probability Distribution

- for Precipitation Totals", *J. Appl. Meteor.*, **21**, 1942-1945.
- Revfeim, K.J.A., 1982 b): Seasonal Patterns in Extreme 1-Hour Rainfalls , *Wat. Res. Res.*, **18**, 1741-1744.
- Revfeim, K.J.A., 1983 a): Stochastic Process Analysis of Rainfall Totals and Extremes, *Proc. 2nd Inter. Meet. on Statistical Climatology*, Lisboa, Portugal.
- Revfeim, K.J.A., 1983 b): On the analysis of Extreme Rainfalls, *J. Hydrology*, **62**, 107-117.
- Revfeim, K.J.A., 1990: A Theoretically derived Distribution for annual Rainfall totas, *J. Climatology*, **10**, 647-650.
- Revfeim, K.J.A., 1991: Annual Maxima and Totals of Seasonally Varying Processes, *Stochastic Hydro. Hydraul.*, **5**, 147-153.
- Richman, M. B. y P. J. Lamb, 1985: Climatic pattern analysis of three- and seven-day summer rainfall in the central United States: Some methodological considerations and a regionalization, *J. Climate Appl. Meteor.* , **24**, 1325-1343.
- Rodhe, H., 1974: Year to Year Variations of Some Hydrological Parameters in Kenya, *Secretarial for International Ecology*, Sweden, Report N°4.
- Rodhe, H. y Virji, H., 1976: Trends and periodicities in East African rainfall data, *Mon. Wea. Rev.*, **104**, 307-315.
- Ropelewski, C. F. y Halpert, M. S., 1986: North american precipitation and temperature patterns associated with the El Niño/Southern Oscillation (ENSO), *Mon. Wea. Rew.*, **114**, 2352-2362.
- Ropelewski, C. F. y Halpert, M. S., 1987: Global and regional scale precipitation patterns associated with the El Niño/Southern Oscillation, *Mon. Wea. Rev.*, **115**, 1606-1626.
- Ropelewski, C. F. y Halpert, M. S., 1989: Precipitation patterns associated with the high index phase of the Southern Oscillation, *Jour. of Climate*, **3**, 268-284.
- Ruiz N.E. y W.M. Vargas, 1993: Estudio de diagnóstico sinóptico de la precipitación en Buenos Aires en base a análisis de 500 mb del ECMWF, *Meteorológica*, **18**, 3-12.

- Ruiz N.E. y W.M. Vargas, 1994: Ensayo de pronóstico objetivo de probabilidad de precipitación en Buenos Aires en base a análisis de 500 mb del ECMWF, *Meteorológica*, **19**.
- Salles A. y R. Compagnucci, 1992: Climatología sinóptica de los campos de presión de superficie para el sur de Sudamérica, *Preprints del Congreso Meteo'92*, España, 221-226.
- Schaefer M.G., 1990: Regional analyses of precipitation annual maxima in Washington State, *Wat. Res. Res.*, **26**, N°1, 119-131.
- Schwerdtfeger W., 1954: Aplicación de métodos objetivos a la previsión de lluvias en Buenos Aires, *Meteoros*, **IV**, 1-2.
- Schwerdtfeger W. y C. J. Vasino, 1954: Aplicación de métodos objetivos a la previsión de lluvias en Buenos Aires, *Metcoros*, **IV**, 1-2.
- Scott C. M. and M. D. Shulman, 1979: An Areal and Temporal Analysis of Precipitation in the Northeastern United States, *Jour. App. Met.*, **18**, 627-633.
- Servicio Meteorológico Nacional, 1969: Estadísticas Climatológicas 1951-1960, *Publicación B1*, **6**.
- Simpson, J., 1972: Use of the Gamma Distribution in Single-Cloud Rainfall Analysis, *Mon. Wea. Rew.*, **100**, 309-312.
- Stidd, C.K., 1953: Cube-root-normal Precipitation Distributions, *Transactions, American Geophysical Union*, **34**, 31-35.
- Stidd, C.K., 1968: A Three Parameter Distribution for Precipitation Data with a Straight-line Plotting Method, *Proc. First Statistical Meteor.*, Hartford, Conn., 158-162.
- Stidd, C.K., 1970: The nth Root Normal Distribution of Precipitation, *Wat. Res. Res.*, **6**, 1095-1103.
- Stidd, C.K., 1973: Estimating the Precipitation Climate, *Wat. Res. Res.*, **9**, 1235-1241.
- Streten, N. A., 1983: Extreme distributions of australian annual rainfall in relation to sea surface temperature, *Jour. of Climatology*, **3**, 143-153.

- Suzuki, E., 1964: Hyper Gamma distribution and its Fitting to Rainfall Data, *Papers in Met. and Geoph.*, **15**, 31-35.
- Suzuki, E. 1980: A Summarized Review of Theoretical Distributions Fitted to Climatic Factors and Markov Chain Models of Weather Sequences, with Some Examples, *Statistical Climatology, Developments in Atmospheric Sciences*, **13**, Elsevier.
- Tabony, R. C., 1983: Extreme value analysis in meteorology, *The Meteorological Mag.*, **112**, N°1329, 77-98.
- Thom, H.C.S. y Vestal, I.B., 1968: Quartiles of Monthly Precipitation for Selected Stations in the Contiguous United States, *ESSA, Tech. Report ESD 6*.
- Thompson, C.S., 1984: Homogeneity analysis of rainfall series: An application of the use of a realistic rainfall model, *J. Climatol.*, **4**, 609-619.
- Trenberth, K. E., 1976: Spatial and temporal variations of the Southern Oscillation, *Quart. J. R. Met. Soc.*, **102**, 639-653.
- Tukey, J. W., 1977: Exploratory Data Analysis. Reading, Mass., Addison-Wesley.
- Tyson, P. D., 1971: Spatial Variation of Rainfall Spectral in South Africa, *Ann. Assoc. Geogr.*, **61**, 41-50.
- van Loon, H. y Shea, D. J., 1985: The Southern Oscillation. Part IV: the precursors south of 15°S to the extremes of the oscillation, *Mon. Wea. Rev.*, **113**, 2063-2074.
- Vargas, W. M., 1979: Atlas de excesos y déficits de humedad en la región húmeda y semiárida argentina, *Ministerio de Economía, Instituto Nacional de Ciencias y Técnicas Hídricas*, 140 pags.
- Vargas, W. M., y O. C. Penalba, 1986: Análisis del posible efecto de la ciudad en la serie de precipitación de Buenos Aires, *Geoacta*, **13**, 217-227.
- Vines, R. G., 1982: Rainfall patterns in Southern South America and possible relationships with similar patterns in South Africa, *South African Jour. of Sc.*, **78**, 457-459.
- Voguel J. L. y F. A. Huff, 1978: Relation the St Louis Urban Precipitation Anomaly

- and Synoptic Weather Factor, *Journal of App. Meteorology*, **17**, 1141-1152.
- Walker, G. T., 1923: Correlation in seasonal variations of weather, A preliminary study of world weather, *Mem. Indian Meteor. Dep*, **26**, 275-332.
- Walker, G. T. y E. W. Bliss, 1932: World weather IV, *Mem. Roy. Meteor. Soc.*, **3**, 81-95.
- Walsh, J.E., M.B. Richman y D.W. Allen, 1982: Spatial coherence of monthly precipitation in the United States, *Mon. Wea. Rev.*, **110**, 272-286.
- Willmott, C.J., 1976: P-Mode principal component analysis, grouping and precipitations regions in California, *Arch. Met. Geoph. Biokl., Ser. B*, **26**, 277-295.
- Wolcken, K., 1954: Algunos aspectos sinópticos de la lluvia en la Argentina, *Meteoros*, **4**, 327-366.
- Wong, R.K.W., 1977: Weibull Distribution, Iterative Likelihood Techniques and Hydrometeorological Data, *J. Appl. Meteor.*, **16**, 1360-1364.
- Wright, P. B., 1989: Homogenized long-period southern oscillation indices, *Inter. Jour. of Climatology*, **9**, 33-54.
- Yerjevich, V. y J. T. B. Obeysekera, 1973: Effects of incorrectly removed periodicity in parameters on stochastic dependence, *Water Resources Research*, **21**, N° 5, 685-690.